

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

DANIELA CUNHA DE LIMA

**TRANSPARÊNCIA NA POLÍTICA MONETÁRIA: TEORIA,
EMPÍRICO E PROJEÇÃO**

São Paulo
2017

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

DANIELA CUNHA DE LIMA

**TRANSPARÊNCIA NA POLÍTICA MONETÁRIA: TEORIA,
EMPÍRICO E PROJEÇÃO**

Tese apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas como requisito para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Campo de Conhecimento: Macroeconomia

Orientador: Bernardo de Vasconcellos Guimarães

São Paulo

2017

Lima, Daniela Cunha de.

Transparência na política monetária: teoria, empírico e projeção /
Daniela Cunha de Lima. - 2017.
83 f.

Orientador: Bernardo de Vasconcellos Guimarães

Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária. 2. Transparência na administração pública. 3.
Bancos centrais. I. Guimarães, Bernardo de Vasconcellos. II. Tese
(doutorado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.711

DANIELA CUNHA DE LIMA

TRANSPARÊNCIA NA POLÍTICA MONETÁRIA: TEORIA, EMPÍRICO E PROJEÇÃO

Tese apresentada à Escola de Economia de São Paulo
da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a
obtenção do título de Doutor em Economia.

Data da aprovação: 02 de outubro de 2017

Banca examinadora:

Prof. Dr. Bernardo de Vasconcellos Guimarães
(Escola de Economia de São Paulo - FGV)

Prof. Dr. Paulo Picchetti
(Escola de Economia de São Paulo - FGV)

Prof. Dr. Cristine Campos de Xavier Pinto
(Escola de Economia de São Paulo - FGV)

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito
(Insper)

Prof. Dr. Caio Henrique Machado
(Pontificia Universidad Católica de Chile)

À minha família, em especial ao Christian, pelo amor, incentivo e sacrifício.

AGRADECIMENTOS

Ao professor Bernardo Guimarães, pela orientação e apoio imprescindíveis na elaboração dessa tese. Aos demais membros da banca, por suas contribuições e sugestões.

Aos professores da EESP, pelos valiosos ensinamentos desde a graduação. Aos amigos que fiz na EESP durante o mestrado e doutorado, pela genuína contribuição aos estudos e companhia nos dias infindáveis dias na biblioteca. Agradeço especialmente à Carolina Policarpo Garcia e ao Diogo de Prince Mendonça pelas importantes contribuições a este trabalho.

Ao Banco Bradesco, em especial ao Octavio de Barros, Marcelo Toledo e Fernando Honorato pelo apoio ao longo desse projeto.

À CAPES, pelo financiamento do doutorado sanduíche e à Harvard pela hospitalidade durante minha estadia.

À minha família, que me ensinou desde cedo o valor do estudo. Obrigada pelo apoio, incentivo e compreensão nas minhas ausências nesses últimos anos.

E, principalmente, ao meu marido Christian, pelo amor, carinho e companheirismo. Obrigada pelo apoio acadêmico, emocional e financeiro nessa jornada. Sem você, nada disso teria sentido.

RESUMO

Ao longo dos últimos anos observamos uma enorme evolução na comunicação dos bancos centrais ao redor do mundo. Além do caráter informacional, a transparência atua na coordenação dos agentes e é considerada hoje importante aliada no controle de expectativas de inflação. Apesar do avanço no sentido de maior transparência, há questionamentos de até que ponto ela é realmente desejável do ponto de vista social. Essa tese analisa a decisão de aumentar a transparência em um ambiente de informação incompleta, o efeito empírico da transparência na inflação e avalia a capacidade preditiva de modelos de inflação.

O primeiro capítulo desenvolve um modelo em ambiente de informação incompleta. A partir de um jogo estilizado em que a coordenação é desejável do ponto de vista individual, os agentes utilizam sinais públicos e privados para escolherem suas ações. O processo de aquisição de informação privada é endógeno e os agentes escolhem o quanto investir na precisão da informação privada a um custo linear. Além de ter por objetivo estabilizar a economia, a autoridade monetária decide o quanto revelar na informação pública. A informação pública tem um papel duplo: expandir o conjunto informacional e coordenar as expectativas dos agentes. Contudo, por atuar no *high order belief*, a informação pública pode coordenar excessivamente os agentes, potencializando os danos de eventuais erros. Esse capítulo foca nas seguintes questões: Há ganhos em aumentar a precisão da informação pública? Em que situações maior transparência aumenta o bem estar social e em quais circunstância a opacidade é ótima? Os resultados apontam que maior precisão na informação pública pode gerar aumento no bem estar agregado, especialmente quando a informação recebida privadamente pelo governo não é extremamente precisa e quando o custo de se obter informação privada é um canal importante. Para os casos em que a informação recebida pelo governo é extremamente precisa, a opacidade é ótimo.

O segundo capítulo analisa empiricamente os efeitos da transparência do banco central no nível da inflação. A partir de um painel com 100 países, avaliamos se maior transparência está associada a menor inflação, quais tipos de transparência são mais relevantes e, principalmente, se o efeito da transparência na inflação é diferente entre países emergentes e desenvolvidos. A estimação enfrenta o problema de variável omitida: características não observáveis de determinado país podem levar tanto à maior transparência, quanto à menor inflação. Para tentar controlar essa questão, utilizamos três metodologias diferentes: uma estimação de painel dinâmico via GMM (S-GMM) em dois passos desenvolvido por Arellano-Bover e Blundell-Bond, um painel de efeito fixo e uma estimação de mínimos quadrados ordinários. Os

resultados apontam que há sim evidências de que países com maior transparência possuem menor inflação. Ainda, o efeito da transparência em países não desenvolvidos é altamente significativo e negativamente correlacionado com nível da inflação, enquanto o efeito para países desenvolvidos é menor e pouco significativo. Aumento de transparência em países emergentes pode estar relacionado a maior compromisso no controle inflacionário e credibilidade. Assim, maior transparência tende a ter impacto relevante na inflação desses países. Ao analisarmos os cinco tipos de transparência que compõe o índice, a transparência *de* política monetária foi a que se mostrou significativa de forma mais frequente. Este tipo de transparência está associado a explicações tempestivas de decisões de política monetária e sinalizações sobre a trajetória de juros futura, enquanto os demais sub-índices possuem características mais estruturais e burocráticas, com efeitos de longo prazo.

O terceiro capítulo compara a capacidade de projetar a inflação ao consumidor no Brasil (IPCA) fora da amostra de três metodologias: o MIDAS, um VAR aumentado com fatores (FAVAR) e um modelo de frequência mista e fatores dinâmicos de *nowcast*. Ao longo dos últimos anos, diversos modelos de projeções de inflação foram sugeridos. Em adição aos modelos tradicionais de séries de tempo, novas abordagens permitem o uso de um grande número de variáveis e a incorporação de amostras em diferentes frequências na mesma estimação sem que haja sobreparametrização. Neste capítulo, procuramos avaliar qual tipo de metodologia é melhor para prever a inflação de curto prazo no Brasil. Estimamos os modelos em janelas de quatro anos, com a previsão fora da amostra para o ano seguinte e horizonte de previsão um mês à frente e comparamos o desempenho dessa estimação fora da amostra dos três modelos com um modelo *naive* AR(1). Os resultados apontam que as projeções realizadas com a tecnologia MIDAS são muito mais acuradas do que àquelas estimadas pelo FAVAR e pelo *nowcast*, e todas as três metodologias se mostraram superiores ao AR(1). Percebemos que houve piora significativa na capacidade preditiva nos modelos anos de 2015 e 2016, principalmente nas projeções dos modelos FAVAR e *nowcast*. Ainda, observamos ganhos de acurácia na combinação de projeções: a média aritmética simples das projeções possui erro menor do que as projeções individuais realizadas em cada estimação.

Palavras-chave: informação incompleta, transparência, comunicação, política monetária, inflação, projeção, painel, fatores, frequência mista.

Classificação JEL: C53, C70, D82, E31, E37, E52, E58.

ABSTRACT

Over the last few years we have seen a huge evolution in the way central banks communicate around the World. Besides providing information to all, transparency allows agents to coordinate and is considered important in the control of inflation expectations. Despite the progress towards greater transparency, there are questions about the extent to which it is really desirable from the social point of view. This thesis analyzes the decision to increase transparency in an incomplete information environment, the empirical effect of transparency on inflation and assesses the predictive capacity of inflation models.

The first chapter develops a model for an incomplete information environment. From a stylized game where coordination is desirable from an individual point of view, agents use public and private signals to choose their actions. The process of private information acquisition is endogenous and agents choose how much to invest in the accuracy of private information. In addition to the goal of stabilizing the economy, the monetary authority decides how much to reveal in public information. Public information is a two-edge instrument: it provides additional information and also coordinates expectation, serving as a focal point for agent's beliefs. However, by acting in high order belief, public information can over-coordinate agents, enhancing the damage of any errors.

This chapter focuses on the following questions: Are there gains in increasing the accuracy of public information? In which situations does greater transparency increase social well-being and in what circumstances is opacity optimal? The results indicate that greater accuracy in public information can increase aggregate well-being, especially when information received privately by the government is not extremely accurate and when the cost of obtaining private information is an important channel. For cases where the information received by the government is extremely accurate, the opacity is optimal.

The second chapter empirically analyzes the effects of central bank transparency on the level of inflation. From a panel of 100 countries, we assess whether greater transparency is associated with lower inflation, what types of transparency are most relevant, and especially if the effect of transparency on inflation is different between emerging and developed countries. The estimation faces the omitted variable problem: unobservable characteristics of a particular country can lead to both greater transparency and lower inflation. To try to control this endogeneity, we used three different methodologies: a two-step GMM (S-GMM) dynamic panel estimation developed by Arellano-Bover and Blundell-Bond, a fixed-effect panel and an ordinary least squares estimation. The results show that there is enough

evidence that countries with greater transparency have lower inflation. Moreover, the effect of transparency in undeveloped countries is highly significant and negatively correlated with the level of inflation, while the effect for developed countries is smaller and less significant. Increased transparency in emerging countries may be related to regime changes, greater commitment to inflation control and credibility. Thus, greater transparency tends to have a significant impact on inflation in these emerging countries. When analyzing the five types of transparency that compose the index, the monetary policy transparency was the most frequently significant. This type of transparency is associated with timely explanations of monetary policy decisions and signals about the future interest trajectory, while the other sub-indices have more structural and bureaucratic characteristics with long-term effects.

The third chapter compares the ability to project consumer inflation in Brazil (IPCA) outside the sample of three methodologies: the MIDAS, an augmented factor VAR (FAVAR) and a nowcast with mixed frequency model and dynamic factors. Over the last few years, several models of inflation projections have been suggested. In addition to the traditional time series models, new approaches allow the use of a large number of variables and the incorporation of samples at different frequencies in the same estimation without over-parameterization. In this chapter, we try to evaluate what kind of methodology is best to predict short-term inflation in Brazil. We estimated the models in four-year windows, with the out-of-sample forecast for the following year and forecast horizon one step ahead and compared the performance of the out-of-sample estimation done by the three models with a naive AR(1) model. The results show that the projections made using MIDAS are much more accurate than those estimated by FAVAR and nowcast, and all three methodologies were superior to AR(1). We noticed that there was a significant worsening of predictive capacity in the years 2015 and 2016 models, especially in the FAVAR and nowcast models. Also, we observed gains in accuracy in the combination of projections: the simple arithmetic mean of the projections has a smaller error than the individual projections performed in each estimation.

Key-words: information incomplete, transparency, communication, monetary policy, inflation, projection, panel, factors, mixed frequency.

JEL Classification: C53, C70, D82, E31, E37, E52, E58.

Conteúdo

| | |
|---|------------|
| Resumo | vii |
| Abstract | ix |
| 1 Valor social da transparência e o custo de adquirir informação | 1 |
| 1.1 Introdução | 1 |
| 1.2 Literatura | 3 |
| 1.3 O modelo | 5 |
| 1.4 O equilíbrio | 7 |
| 1.5 Escolha ótima de transparência | 9 |
| 1.6 Conclusão | 14 |
| 2 Transparência do banco central e inflação: evidências em painel | 16 |
| 2.1 Introdução | 16 |
| 2.2 Transparência e Política Monetária | 18 |
| 2.3 Revisão da Literatura | 20 |
| 2.4 Metodologia e Dados | 24 |
| 2.4.1 Dados e evolução do índice de transparência | 24 |
| 2.4.2 Metodologia | 30 |
| 2.5 Resultados | 31 |
| 2.6 Conclusão | 36 |
| 2.A Descrição metodológica do índice de transparência | 40 |
| 2.B Testes | 43 |
| 3 Projetando o IPCA: uma comparação entre modelos de frequência mista e de fatores | 45 |
| 3.1 Introdução | 45 |

| | | |
|-------|--|----|
| 3.2 | Literatura | 47 |
| 3.3 | Metodologia | 51 |
| 3.3.1 | Metodologia <i>Nowcast</i> | 51 |
| 3.3.2 | Metodologia <i>Mixed Data Sampling</i> - MIDAS | 55 |
| 3.3.3 | Metodologia FAVAR | 57 |
| 3.4 | Projetando o IPCA: dados, especificação dos modelos e resultados | 58 |
| 3.4.1 | Dados | 58 |
| 3.4.2 | Especificação dos modelos | 58 |
| 3.4.3 | Resultados | 59 |
| 3.5 | Conclusão | 63 |
| 3.A | Apêndice de dados | 67 |

Lista de Figuras

| | | |
|------|--|----|
| 1.1 | Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 0.5$ | 11 |
| 1.2 | Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 1$ | 12 |
| 1.3 | Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 5$ | 12 |
| 1.4 | Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 10$ | 13 |
| 1.5 | Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 16.6$ | 13 |
| 1.6 | Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 50$ | 14 |
| 2.1 | Os cinco tipos de transparência | 25 |
| 2.2 | Índice de transparência por país em 2011 | 25 |
| 2.3 | Índice de transparência: estatística descritiva | 26 |
| 2.4 | Índice de transparência: desenvolvidos vs. não desenvolvidos | 27 |
| 2.5 | Índice de transparência: evolução da abertura | 27 |
| 2.6 | Evolução transparência e abertura: amostra total | 28 |
| 2.7 | Evolução transparência e abertura: média países desenvolvidos | 29 |
| 2.8 | Evolução transparência e abertura: média países não desenvolvidos | 30 |
| 2.9 | Resultado das estimações na amostra completa | 32 |
| 2.10 | Resultado das estimações na amostra completa: os cinco tipos de transparência | 33 |
| 2.11 | Resultado das estimações: países emergentes | 34 |
| 2.12 | Resultado das estimações: países desenvolvidos | 35 |
| 2.13 | Resultado das estimações em emergentes: os cinco tipos de transparência | 35 |

| | | |
|------|--|----|
| 2.14 | Resultado das estimações em desenvolvidos: os cinco tipos de transparência . . | 36 |
| 3.2 | Avaliação das previsões no período entre janeiro de 2012 e janeiro de 2017 . . . | 59 |
| 3.1 | Lista das variáveis utilizadas em cada modelo | 60 |
| 3.3 | Variação mensal do IPCA: projetado vs. efetivo (em %) | 61 |
| 3.4 | Avaliação das previsões por ano | 62 |
| 3.5 | Combinação de projeções: média simples de cada tipo de modelo | 63 |

Capítulo 1

Valor social da transparência e o custo de adquirir informação

Resumo

Há ganhos sociais em aumentar a precisão da informação pública? Em quais circunstâncias maior transparência aumenta o bem estar social e em quais a opacidade é a melhor escolha? Avaliamos essas questões em um jogo com ambiente de informação incompleta em que os agentes escolhem suas ações com base em informações públicas e privadas. O governo tem o papel de estabilizar a economia e o processo de adquirir informação privada é endógeno a um custo linear. Quando a busca por informação privada mais precisa é um canal revelante e a informação recebida privadamente pelo governo não é extremamente precisa, há ganhos de bem estar em aumentar a precisão da informação pública. Em outras situações, o efeito é ambíguo e a opacidade pode ser ótimo.

Palavras-chave: informação pública, informação privada, coordenação, bem estar.

Classificação JEL: C70, D82, E58

1.1 Introdução

Ao longo das últimas décadas observamos enorme evolução na comunicação dos bancos centrais ao redor do mundo, especialmente em países que adotam o regime de meta de inflação. Uma vez que os principais tomadores de decisão são *forward looking*, a comunicação da autoridade monetária é entendida hoje como uma importante ferramenta com o objetivo de transmitir informação e ancorar expectativas dos agentes. Contudo, a despeito do avanço no sentido de maior transparência, há questionamentos se a comunicação em todos os níveis é realmente desejável do ponto de vista social.

Em um ambiente de informação incompleta, o acesso à informação contribui para reduzir esta incerteza e auxiliar os agentes a tomarem melhor decisão. Porém, a informação pública,

na forma de comunicação da autoridade monetária, tem um papel duplo: expandir o conjunto informacional e coordenar as expectativas. Quando em sua tomada de decisão um agente considera a escolha dos demais, a crença deste indivíduo sobre a formação das expectativas dos agentes na economia é de suma importância. Dessa forma, por ser *common knowledge*, a informação pública atua no sentido de ancorar a crença de um agente sobre a crença de um outro agente, a crença de um agente sobre a crença de outro agente sobre outro agente e assim sucessivamente - a informação pública atua no chamado *high order belief*.

Todavia, a informação pública pode coordenar excessivamente os agentes. Ainda, enquanto os erros em informações privadas podem se cancelar e ter pouco impacto na economia, um erro na informação pública afeta a decisão de todos os agentes, potencializando os danos. Morris e Shin (2002) estudam essa questão e mostram que a informação pública não necessariamente gera aumento de bem estar quando os indivíduos têm acesso à informação privada. A partir de um jogo estilizado em que a coordenação é desejável do ponto de vista individual, apontam que os agentes reagem de forma desproporcional à informação pública em detrimento da privada, gerando coordenação excessiva e potencialmente perdas no bem estar agregado. James e Lawler (2011) introduzem um *policy maker* no arcabouço desenvolvido por Morris e Shin (2002) e chegam a resultados ainda mais fortes: quando a autoridade monetária age de forma ótima para estabilizar a economia, a informação pública é necessariamente deletéria ao bem estar social.

O presente trabalho desenvolve um modelo com base em Morris e Shin (2002) e James e Lawler (2011) em que os agentes utilizam sinais públicos e privados para escolherem suas ações em um jogo estilizado e o governo tem por objetivo estabilizar a economia, por meio de ações que têm como base informações recebidas privadamente. Mas, diferente trabalhos supracitados, no presente trabalho o processo de aquisição de informação privada é endógeno como em Colombo e Femminis (2008) e os agentes escolhem o quanto investir na precisão da informação privada a um custo linear.

Os resultados apontam que o bem estar agregado nem sempre é decrescente na precisão da informação pública, conforme apontado por James e Lawler (2011), especialmente quando o custo de se obter informação privada é um canal importante e quando a informação recebida privadamente pelo governo não é extremamente precisa.

Quando a busca por informação privada mais precisa é um canal relevante, a opacidade não é mais ótimo e há ganhos de bem estar com o aumento da precisão da informação pública. Ao aumentar a precisão da informação pública, a autoridade reduz a necessidade individual de investir em precisão - gerando assim economia de recursos privados e aumento no bem estar social. Nos casos em que a aquisição é muito custosa, a busca de informação privada mais precisa pelos agentes é pouco relevante - o que aproxima este trabalho do arcabouço desenvolvido em JL. Nestes casos, voltamos a ter os mesmos resultados encontrados por James e Lawler (2011): o bem estar passa a ser decrescente na precisão da informação pública.

Em situações em que o governo recebe um sinal minimamente ruidoso, a capacidade de o governo estabilizar a economia e de fazer uso eficiente de toda a informação disponível se reduz, tornando necessária maior precisão na ação do agente privado. Nesses espaços de parâmetros, há ganhos de bem estar decorrentes de maior precisão na informação pública. Para os casos em que a informação recebida é extremamente precisa, observamos o mesmo resultado encontrado por James e Lawler (2011).

O trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 1.2 é discutida a literatura relacionada, na seção 1.3 é apresentado o modelo e na seção seguinte discutimos os principais resultados.

1.2 Literatura

Em um trabalho seminal, Morris e Shin (2002) desenvolvem um jogo estilizado em que os agentes precisam escolher suas ações com base em informações acerca do fundamento da economia em um ambiente de informação incompleta. Há complementariedade estratégica nas ações e a coordenação é desejável do ponto de vista individual. Os resultados mostram que informação pública mais precisa pode ter efeitos negativos no bem estar-social agregado. A intuição para este resultado decorre de, em um cenário em que a escolha dos demais agentes afeta diretamente a decisão de um indivíduo em particular e seu bem estar, quanto mais acurada for a expectativa deste agente sobre aquelas ações, melhor será do ponto de vista individual. Uma vez que a informação pública tem o papel de ancorar os *high order beliefs* os agentes reagem de forma desproporcional à informação pública e dão menor peso à informação privada.

Os autores concluem então afirmando que, embora a informação pública tenha o papel de coordenar as ações estratégica dos agentes, ela o faz de forma exagerada. A informação pública passa a ser vista como um substituto, e não um complemento da informação privada, gerando um *crowding out* desta. Assim, um formulador de política pública, em especial o banco central, deveria ser cauteloso na quantidade de informação pública que revela, uma vez que pode reduzir o bem estar social.

Os resultados encontrados por Morris e Shin (2002) tiveram grande repercussão na literatura acadêmica e fora dela. A principal interpretação à época era que os resultados eram contrários à transparência e que a comunicação por parte dos bancos centrais deveria ser cautelosa em o quanto de informação divulgar. Svensson (2006) contudo, aponta que, para valores razoáveis de parâmetros, os resultados de Morris e Shin (2002) são, na verdade, favoráveis à transparência e não o contrário.

Svensson mostra que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública em diversas situações, como por exemplo quando o peso que a coordenação tem na função de bem estar do agente é inferior à metade do peso de seu próprio desvio em relação ao fundamento. Ainda, quando a precisão da informação pública é maior que $\frac{1}{8}$ da informação privada também observamos ganhos em aumento da transparência da autoridade monetária. O autor argumenta que é bastante plausível supor que a informação pública atenda a estas condições, uma vez que o setor público investe mais recursos em informação do que qualquer agente privado individualmente. Ainda, estudos mostram que o Federal Reserve Board tem previsões mais acuradas do que o setor privado (vide Romer e Romer (2000)). Por fim, Svensson (2006) destaca que, quando a precisão da informação pública é maior que a precisão da informação privada, o bem estar social é sempre maior na presença da informação pública do que na ausência.

Assim, Svensson (2006) conclui que, em um grande espaço de parâmetros, o bem estar social é crescente com a precisão da informação pública e, portanto, o modelo de MS

é, na verdade, pró-transparência. Morris, Shin e Tong (2006) aceitam as conclusões de Svensson (2006). Os autores ainda discutem um exemplo que captura melhor o espírito do problema informacional na aplicação em política monetária, em que a informação pública é uma estimativa feita pela autoridade sobre o fundamento da economia e, portanto, não é independente da privada. O trabalho mostra que, embora a informação pública seja mais precisa neste caso, o bem estar social agregado não é necessariamente maior do que no caso tradicional de independência dos erros informacionais, em função da correlação dos erros e amplificação dos danos decorrentes e da coordenação excessiva.

Cornand e Heinemann (2004) estendem o modelo de Morris e Shin (2002) permitindo que a informação pública esteja disponível apenas para um subconjunto de agentes, enquanto todos possuem informação privada. Os autores concluem que a informação pública deve ser sempre provida, com a máxima precisão, mas, sob certas condições, não para todos os agentes. Ainda, apontam que, restrições em quão pública é a informação é melhor instrumento que restringir o quão precisa. Ao regular o quão pública é a informação é possível prevenir os efeitos negativos no bem estar social decorrente da coordenação excessiva na informação pública. Dessa forma, é sempre ótimo prover alguma informação pública. No caso particular em que todos os agentes têm acesso ao sinal público, apresentam o mesmo resultado de Morris e Shin (2002).

No trabalho de Angeletos e Pavan (2004) é considerado um ambiente em que há complementaridade estratégica não apenas no bem estar individual, mas também no nível social. Os resultados mostram que maior transparência na informação pública é benéfica para o bem estar social. O principal motivo para esta divergência em relação ao trabalho de Morris e Shin (2002) decorre do fato de que as ações dos indivíduos são complementares não só no nível individual quanto também no social. No caso do Morris e Shin (2002), a coordenação não é desejável do ponto de vista do planejador central, e, assim, a maior precisão da informação pública pode reduzir o bem estar agregado justamente por incentivar a coordenação de forma excessiva, enquanto em Angeletos e Pavan (2004) a coordenação do mercado é socialmente interessante. Por outro lado, individualmente há uma externalidade negativa na precisão da informação privada sobre os demais. Um indivíduo sempre vai preferir que os demais agentes tenham informação privada menos precisa uma vez que dessa forma terá expectativas mais acuradas sobre as ações dos demais. Os autores defendem que, em economias onde a coordenação é socialmente desejável (como em economias onde há externalidades na produção), maior transparência sempre irá impulsionar o bem estar social, enquanto ações que desencorajem a aquisição de informação privada pode ser ótimo do ponto de vista individual.

James e Lawler (2011) avaliam o modelo MS na presença de um *policy maker* que atua diretamente na economia com uma política de estabilização. Os resultados apontam que o bem estar social é estritamente decrescente da precisão da informação pública, quando a política monetária é ótima, independente do conjunto de parâmetros¹.

A grande maioria dos trabalhos dessa literatura desconsidera um fator extremamente relevante: o custo de se obter informação. Sabemos que obter informações precisas é custoso e exige investimentos na coleta e no processamento destas para que seja possível extrair valor. Nesse sentido, Colombo e Femminis (2008) modificam o *framework* proposto por MS

¹Embora o *first best* possa ser atingido no caso de política monetária ótima e zero de transparência, os autores reconhecem a impossibilidade da não divulgação de nenhuma informação pública nos tempos modernos.

endogeneizando o processo de se obter informação incluindo custos. Assim, além de suas ações, os agentes devem escolher qual a precisão da informação privada que desejam adquirir enquanto o setor público escolhe a precisão da informação pública. Os autores mostram que neste ambiente o bem estar social é crescente na precisão da informação pública em grande parte dos cenários. O resultado decorre do fato de que ao aumentar a precisão da informação pública, são reduzidos os incentivos a adquirir informação privada - gerando economia de recursos privados e maior bem estar agregado.

Já Colombo, Femminis e Pavan (2014) mostram que, no equilíbrio, a aquisição de informação privada mais precisa é decrescente na precisão de informação pública e que o grau de substitutabilidade entre os dois tipos de informação depende da intensidade do motivo de coordenação. Os autores ainda analisam como a aquisição em equilíbrio de informação privada mais precisa difere do ótimo social caracterizado no trabalho. Os resultados mostram que a aquisição de informação privada é, em geral, ineficiente: ou há sobre aquisição ou subaquisição, dependendo se o agente se beneficia ou prejudica respectivamente da dispersão das ações dos demais agentes da economia - o que depende essencialmente da informação privada mais precisa.

1.3 O modelo

O modelo segue Morris e Shin (2002) e consiste em um jogo estilizado em que os agentes precisam escolher suas ações com base em informações acerca do fundamento da economia. Mas, diferentemente, os agentes privados investem na precisão do sinal privado e pagam o preço por unidade de precisão c . Há complementariedade estratégica nas ações e a coordenação é desejável do ponto de vista individual.

A economia é caracterizada por informação incompleta acerca do seu fundamento, θ e composta por um contínuo de agentes i , com $i \in [0, 1]$, que têm comportamento estratégico. O *timing* do modelo é ilustrado abaixo:

- No primeiro período: o governo escolhe a variância (do erro) da informação pública e o setor privado escolhe a precisão do sinal privado.
- Os sinais são emitidos e observados: o governo recebe um sinal privado ($z = \theta + \phi$) e emite um sinal público ($y = \theta + \phi + \xi$). Setor privado recebe um sinal privado ($x_i = \theta + \varepsilon_i$) e observa o sinal público.
- No segundo período: agentes privados maximizam *payoff* e governo maximiza o bem estar agregado escolhendo a ação g .

Assumimos que, nenhum agente, público ou privado, observa a ação dos demais antes de escolher a sua. Ou seja, o *policy maker* ao escolher g , o faz sem ter a informação das ações dos agentes. Concomitantemente, o agente privado i não observa a ação de nenhum outro agente privado nem g ao escolher sua ação que maximiza seu bem estar.

Cada agente i escolhe sua ação forma a maximizar o *payoff* :

$$u_i = -(1 - r)(a_i - \theta - g)^2 - r(L_i - \bar{L}) - c\beta_i \quad (1.1)$$

Em que $r \in (0, 1)$ é uma constante, θ uma variável aleatória, que representa o estado da economia e g é o instrumento de política e:

$$L_i \equiv \int_0^1 (a_j - a_i)^2 d_j$$

$$\bar{L} \equiv \int_0^1 L_j d_j$$

A *loss function* do agente i tem três componentes:

O primeiro deles é uma perda quadrática entre a ação do agente, a_i e a economia, após a ação estabilizadora do governo, $(\theta + g)$.

O segundo termo captura o motivo *beauty contest*² na escolha dos demais e é crescente na distância da ação a_i e da ação média dos agentes da economia. Ou seja, há externalidade gerada quando os agentes privados tentam adivinhar a ação dos demais. Essa externalidade é maior quanto maior for o parâmetro r . Assim, o parâmetro r representa o peso do motivo *second-guessing*. Embora haja ganho individual, sob o ponto de vista social o jogo de *second-guessing* é soma-zero: os ganhos dos agentes que melhor acertaram a ação dos demais se neutraliza com as perdas dos que erraram, conforme podemos observar na eq. (1.2).

Já o terceiro termo da *loss function* do agente i representa o custo de investir em maior precisão da informação privada, em que c é o preço por unidade de precisão β_i

O governo escolhe g de forma a maximizar o bem estar social, que é definido como a média normalizada das utilidades individuais:

$$W(\mathbf{a}, \theta) \equiv \frac{1}{1-r} \int_0^1 u_i(\mathbf{a}, \theta) di \quad (1.2)$$

Conforme James e Lawler (2011), antes da escolha de g , o governo recebe um sinal privado:

$$z = \theta + \phi \quad (1.3)$$

Com $\phi \sim N(0, \sigma_\phi^2)$ e ϕ independente de θ . Assumimos que g é uma função do sinal recebido privadamente pelo governo, de forma que:

$$g = \rho z \quad (1.4)$$

Onde o valor do parâmetro ρ é *common knowledge* entre os agentes privados é escolhido de forma a maximizar o bem estar agregado $W(\theta)$ descrito na equação (1.2).

Assim como em James e Lawler (2011), assumimos que o *policy maker* se compromete

²*Beauty contest* é um exemplo utilizado por Keynes (1936) sobre *high order belief*, em que agentes racionais deveriam escolher entre dezenas de fotos quais seriam as mais bonitas. Apenas os participantes que escolhessem as fotos mais populares seriam elegíveis ao prêmio. A estratégia de vitória de determinado agente não está associada à escolha da foto que ele, em particular, acha mais bonita, mas sim em sua expectativa da que os demais participantes acham a mais bonita. A escolha dos demais participantes por sua vez depende da expectativa que estes agentes tem sobre os demais, inclusive do agente em particular citado acima. Assim, o agente em questão deve escolher a foto conforme sua expectativa da opinião média dos demais participantes - que farão o mesmo.

ex-ante com uma regra de *disclosure*, de forma que, antes de anunciar o sinal público irá acrescentar o ruído $\xi \sim N(0, \sigma_\xi^2)$, independente de θ e de ϕ . Dessa forma, o sinal público, *common knowledge* para todos os agentes do setor privado, é determinado da seguinte forma:

$$y = \theta + \phi + \xi \quad (1.5)$$

Note que, em caso de *full disclosure* temos $\sigma_\xi^2 = 0$. Por outro lado, quando $\sigma_\xi^2 \rightarrow \infty$ a divulgação do *policy maker* não contém informação nenhuma, sendo equivalente a *zero disclosure*. James e Lawler (2011) apontam que haveria apenas equilíbrios de canto, com total, ou nenhuma comunicação, caso não houvesse algum comprometimento por parte da autoridade com a comunicação. Neste sentido, assumimos que o *policy maker* é capaz de prover alguma comunicação, seguindo a regra descrita na equação (1.4).

Antes de escolher sua ação a_i cada agente privado recebe um sinal x_i tal que:

$$x_i = \theta + \varepsilon_i \quad (1.6)$$

Em que $\varepsilon_i \sim N(0, \frac{1}{\beta_i})$, com ε independente de θ , ϕ e ξ e $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ para $i \neq j$ e $\int_0^1 \varepsilon_i di = 0$. Note que, diferente de Morris e Shin (2002) e de James e Lawler (2011), a precisão do sinal privado, β_i é endógena no modelo e escolhida previamente pelo agente, maximizando sua função de utilidade em relação a β_i .

1.4 O equilíbrio

Vamos resolver o modelo por *backward induction*, resolvendo primeiro o equilíbrio os agentes privados e, no segundo momento, o equilíbrio do setor público.

O equilíbrio do setor privado

No segundo período, os agentes escolhem a ação a_i de forma a maximizar sua função utilidade:

$$Max_{a_i} u(\mathbf{a}, \beta_i, \theta) = -(1-r)(a_i - \theta - g)^2 - r(L_i - \bar{L}) - c\beta_i$$

Pelas condições de primeira ordem temos que:

$$a_i = (1-r)[E_i(\theta) + E_i(g)] + rE_i(\bar{a}) \quad (1.7)$$

Em que $\bar{a} = \int_0^1 a_i di$. Com base sinais recebidos, os agentes formam suas expectativas posteriores do fundamento da economia θ e da ação do governo g . Assim, $E_i(\theta)$ é definido por:

$$E_i(\theta) = \frac{(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)x_i + \sigma_\varepsilon^2 y}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2} \quad (1.8)$$

Já a expectativa em relação à ação do governo é dada por $E_i(g) = E_i(\rho z) = \rho E_i(z)$, com $E_i(z)$ formado a partir dos sinais públicos e privados.

$$E_i(z) = \frac{(\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\phi^2)y + \sigma_\xi^2 x_i}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2} \quad (1.9)$$

Vamos assumir que todos os agentes $j \neq i$ seguem a estratégia:

$$a_j = k_1 x_j + k_2 y$$

Agregando as ações dos agentes $j \neq i$ obtemos a média da economia para os parâmetros médios \bar{k}_1 e \bar{k}_2 .

$$\bar{a} = \int_0^1 a_j d_j = \bar{k}_1 \theta + \bar{k}_2 y$$

Substituindo na C.P.O temos:

$$\begin{aligned} a_i = & \frac{\beta_i[(1-r+r\bar{k}_1)(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2) + \rho(1-r)\sigma_\xi^2]x_i}{1 + \beta_i(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)} \\ & + \frac{[(1-r+r\bar{k}_1) + \rho(1-r)(1 + \beta_i\sigma_\phi^2)]y}{1 + \beta_i(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)} \\ & + \frac{[r(1 + \rho - \bar{k}_1)(1 + \beta_i(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2))]y}{1 + \beta_i(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)} \end{aligned} \quad (1.10)$$

Em que $\bar{k}_1 = \frac{\beta(1-r)[\sigma_\phi^2 + (1+\rho)\sigma_\xi^2]}{1+\beta(1-r)(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)}$ e $\bar{k}_2 = 1 + \rho - \bar{k}_1$ e $\beta = \int_0^1 \beta_j d_j$.

No primeiro período, os agentes privados escolhem quanto investir na informação privada.

$$\text{Max}_{\beta_i} E[u_i(a, \theta)] \equiv E_i[-(1-r)(a_i - \theta - g)^2 - r(L_i - \bar{L}) - c\beta_i]$$

Substituindo a_i encontrado acima e maximizando em relação a β_i encontramos:

$$\frac{(1-r+r\bar{k}_1)(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2) + (1-r)\rho\sigma_\xi^2}{1 + \beta_i(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)} = \sqrt{c} \quad (1.11)$$

Substituindo \bar{k}_1 e $\beta_i = \beta$ temos que o valor de β é definido implicitamente pela função F , em que:

$$\begin{aligned} F = & \beta^2 \sqrt{c}(1-r)(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)^2 \\ & + \beta \{ \sqrt{c}(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)(2-r) - (1-r)(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)[\sigma_\phi^2 + (1+\rho)\sigma_\xi^2] \} \\ & + \sqrt{c} - (1-r)[\sigma_\phi^2 + (1+\rho)\sigma_\xi^2] = 0 \end{aligned} \quad (1.12)$$

O equilíbrio do setor público

No segundo período, o governo define sua ação $g = \rho z$ escolhendo ρ de forma a maximizar o bem estar agregado.

$$\text{Max}_\rho E[W(\theta)] \equiv \frac{1}{1-r} \int_0^1 u_i(a, \theta) di$$

Substituindo a_i definido na equação (1.10), podemos reescrever a função de bem estar como:

$$\text{Max}_\rho E[W(\theta)] = - \left[(\bar{k}_1)^2 \frac{1}{\beta} + [\bar{k}_2 - \rho]^2 \sigma_\phi^2 + (\bar{k}_2)^2 \sigma_\xi^2 \right]$$

Ainda, substituindo \bar{k}_1 e \bar{k}_2 encontrados acima, pelas CPO temos:

$$\rho^* = - \frac{[\frac{1}{(\beta)^2} + \frac{1}{\beta}(1-r)^2(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)]}{[\frac{1}{\beta} + (1-r)\sigma_\phi^2]^2 + (1-r)^2(\frac{1}{\beta} + \sigma_\phi^2)\sigma_\xi^2} \quad (1.13)$$

Assumindo que β, σ_ϕ^2 e $\sigma_\xi^2 > 0$, e sabendo que $r \in (0, 1)$, podemos concluir que $\rho^* \in (-1, 0)$. Ou seja, o *policy maker* adotará alguma resposta anticíclica para valores de z diferentes de zero, ainda que esta resposta não seja capaz de neutralizar por completo oscilações no fundamento da economia.

No primeiro período, o *policy maker* escolhe a variância do ruído que irá acrescentar na informação privada, cuja variância é σ_ξ^2 . Quanto maior for essa variância, menos precisa será a informação que o agente público repassa ao mercado e, dessa forma, menos transparente será sua comunicação. Neste sentido, o planejador escolhe σ_ξ^2 de forma a maximizar o bem estar agregado.

$$E[W(\theta)]|_{\rho=\rho^*} = - \frac{\frac{1}{\beta^2}\sigma_\phi^2 + \frac{1}{\beta}\sigma_\phi^2(1-r)^2(\sigma_\phi^2 + \sigma_\xi^2)}{[\frac{1}{\beta} + (1-r)\sigma_\phi^2]^2 + (1-r)^2(\frac{1}{\beta} + \sigma_\phi^2)\sigma_\xi^2} - \frac{c}{1-r}\beta \quad (1.14)$$

1.5 Escolha ótima de transparência

Como não é possível encontrar a expressão analítica, optamos por simulações para analisar o efeito da transparência no bem estar social. Concluimos que os resultados de James e Lawler (2011) não necessariamente se verificam em diversas situações, em especial quando a informação recebida pelo governo não é extremamente precisa e quando o custo de se obter informação privada mais precisa é um canal importante.

Quando a informação recebida privadamente pelo governo não é extremamente precisa, ou seja, para valores de σ_ϕ^2 (minimamente) elevados, temos que o bem estar agregado é crescente na precisão da informação pública para determinados valores de c e r . Ao receber um sinal minimamente ruidoso, a capacidade de o governo estabilizar a economia e de fazer uso eficiente de toda a informação disponível se reduz, tornando necessária maior precisão na ação do agente privado. Para estes espaços de parâmetros, há ganhos de bem estar decorrente de maior precisão na informação pública.

Por outro lado, os resultados de James e Lawler (2011) se mantêm para valores de σ_ϕ^2

muito baixo. Quando o governo recebe informação muito precisa (σ_ϕ^2 é baixo), opacidade é a melhor escolha. Neste cenário, os ganhos decorrentes da ação individual de acertar o fundamento se reduzem à medida em que o governo pode escolher g de forma a tornar correta qualquer decisão média dos agentes privados. Dessa forma, o banco central busca fazer uso eficiente de toda a informação disponível.

A opacidade não é mais ótimo também nos casos em que a busca por informação privada mais precisa é um canal importante (o custo de adquirir informação privada, c , é baixo). Nesse caso, o bem estar agregado é crescente na precisão da informação pública - diferente do resultado encontrado por James e Lawler (2011). Ao aumentar a precisão da informação pública, a autoridade reduz a necessidade individual de investir em precisão - gerando assim economia de recursos privados e aumento no bem estar social. Já quando o custo de adquirir informação privada (c) é muito elevado, temos o mesmo resultado encontrado por James e Lawler (2011): a precisão ótima da informação pública é próxima de zero. Nos casos em que a aquisição é muito custosa, a busca de informação privada mais precisa pelos agentes é pouco relevante - o que aproxima este trabalho do arcabouço desenvolvido em JL.

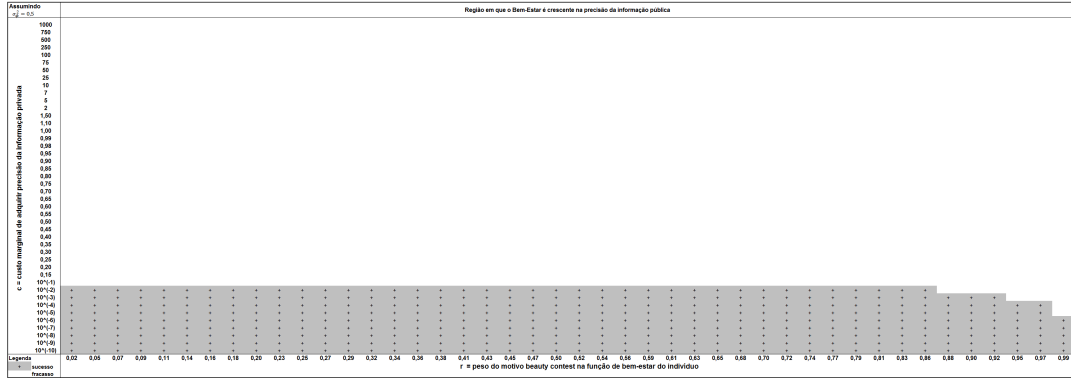
A seguir são ilustrados os resultados de simulações da economia para diferentes valores de parâmetros. É possível analisar para quais valores o bem estar agregado é crescente na precisão da informação pública (áreas em cinza) e em que situações é decrescente e a escolha ótima é a opacidade da comunicação da autoridade monetária (áreas em branco).

Para avaliarmos como a variância da informação recebida privadamente pelo governo (parâmetro σ_ϕ^2) afeta a escolha de transparência do *policy maker*, podemos comparar as figuras numeradas de 1.1 a 1.6. É possível notar que, quando o governo recebe informação extremamente precisa (vide fig. 1.1, em que $\sigma_\phi^2 = 0.5$), são poucas as regiões em que há ganhos sociais na transparência da comunicação (áreas em cinza). Já para uma variância ligeiramente superior, como na fig. 1.2 temos $\sigma_\phi^2 = 1$, o bem estar agregado é crescente na precisão da informação pública em quase metade do espaço delimitado pelos parâmetros r e c . À medida em que aumentamos a variância do ruído da informação recebida pelo governo, notamos que o bem estar passa a ser crescente na transparência para um amplo conjunto de valores de c e r , vide fig. 1.1 a 1.6. Contudo, notamos que há uma não linearidade nesse processo. Quando a informação recebida privadamente pelo governo é extremamente ruidosa, ou seja, pouco informativa, os resultados deste modelo se aproximam daqueles registrados em James e Lawler (2011) e o bem estar passa a ser decrescente na precisão da informação pública, como podemos observar na figura 1.6.

Vale destacar o papel do r , peso do motivo *beauty contest* na função de utilidade do indivíduo. Embora a coordenação seja positiva do ponto de vista individual, não há ganhos oriundos da coordenação no bem estar agregado. Podemos observar que para valores muito elevados de r , o bem estar não é mais crescente na precisão da informação pública. Em função da maior importância da coordenação na função de bem estar individual, os agentes passam a atribuir maior peso à informação pública, em detrimento da informação privada. Desta forma, a divulgação de informações públicas mais precisas pode levar à coordenação excessiva dos agentes potencializando os efeitos deletérios de eventuais erros, gerando perda de bem estar.

Ainda, a decisão individual de investir em informação privada é estrategicamente complementar. Enquanto um aumento em β_i (precisão da informação privada do agente

Figura 1.1: Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 0.5$

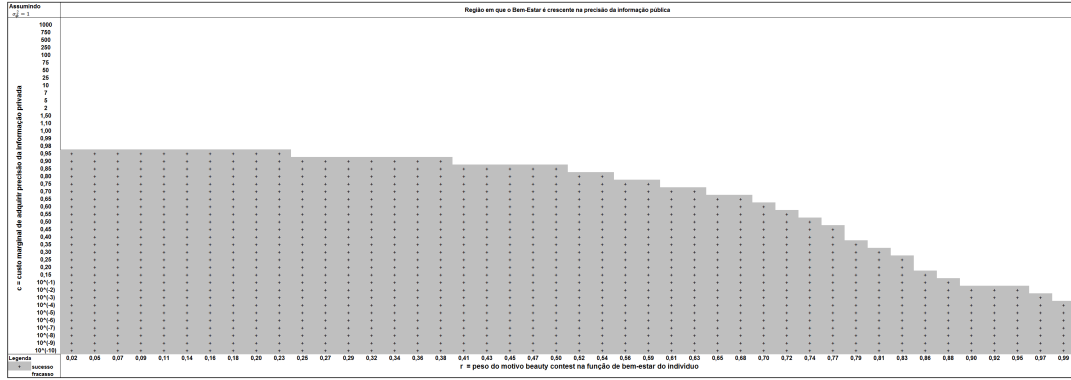


As áreas marcadas em cinza representam regiões há ganhos em aumentar a precisão da informação pública. O eixo x define valores de r , peso do motivo *beauty contest*. O eixo y representa c , custo marginal de adquirir precisão da informação privada.

i) aumenta a acurácia da previsão do indivíduo, ao mesmo tempo diminui os incentivos à coordenação. Uma vez que cada agente privado possui uma informação privada mais precisa, a informação pública tem seu papel marginalmente reduzido. Dessa forma, os agentes privados terão menor incentivo para coordenar. Neste ambiente, caso um agente privado escolha não aumentar a precisão de sua informação privada, enquanto os demais o fazem, irá obter perdas decorrentes da menor coordenação entre os agentes, sem os ganhos de uma informação precisa mais acurada.

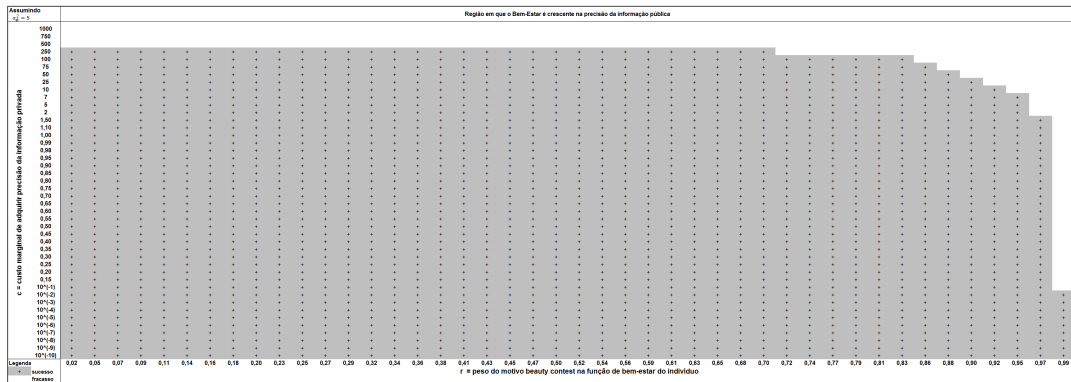
Por outro lado, a informação pública mais precisa reduz os incentivos em adquirir informação privada em um *crowding out effect* gerando economia de recursos privados e potencialmente maior bem estar social. Diferente de Colombo e Femminis (2008), neste trabalho o *policy maker* age sobre a informação que recebe, neutralizando - ainda que não por completo - as oscilações na economia, tornando as ações dos indivíduos pouco relevantes do ponto de vista econômico (primeiro termo da função de *payoff* individual), ressaltando a importância do motivo *beauty contest* no bem estar individual. No trabalho de James e Lawler (2011) é mostrado que o *first best* é atingido quando a política de estabilização maximiza o bem estar agregado e a regra de comunicação é nula - ou seja, não há qualquer divulgação de informação pública relevante. Na ausência de intervenção política direta, haveria perdas se o *policy maker* escolhesse tornar não informativo o sinal público. Contudo, ao agir diretamente sobre a economia ajustando sua ação ao sinal privado que recebe, o *policy maker* busca garantir o uso eficiente de toda a informação disponível.

Figura 1.2: Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 1$



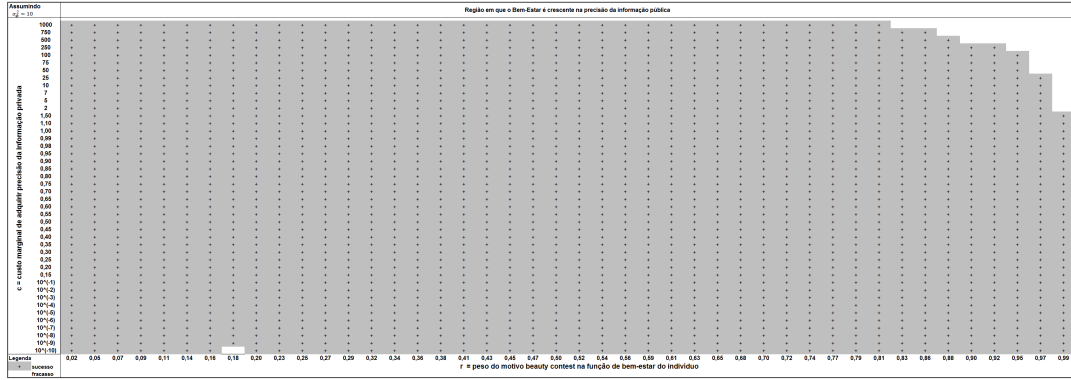
As áreas marcadas em cinza representam regiões há ganhos em aumentar a precisão da informação pública. O eixo x define valores de r , peso do motivo *beauty contest*. O eixo y representa c , custo marginal de adquirir precisão da informação privada.

Figura 1.3: Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 5$



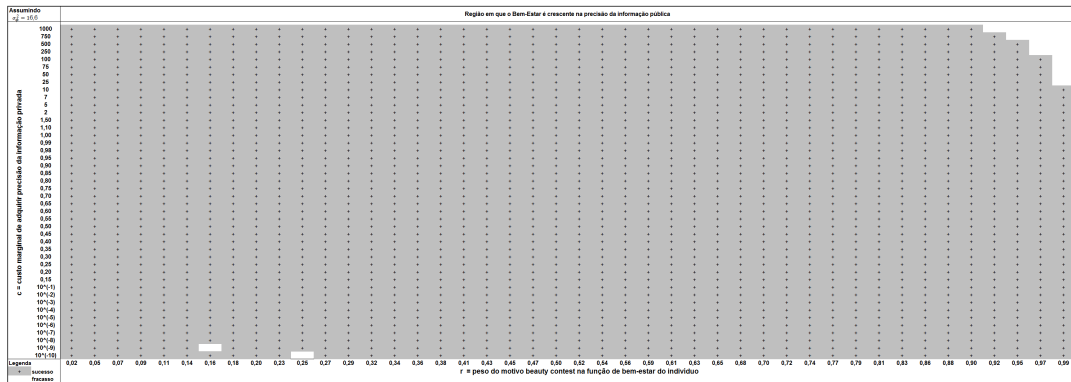
As áreas marcadas em cinza representam regiões há ganhos em aumentar a precisão da informação pública. O eixo x define valores de r , peso do motivo *beauty contest*. O eixo y representa c , custo marginal de adquirir precisão da informação privada.

Figura 1.4: Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 10$



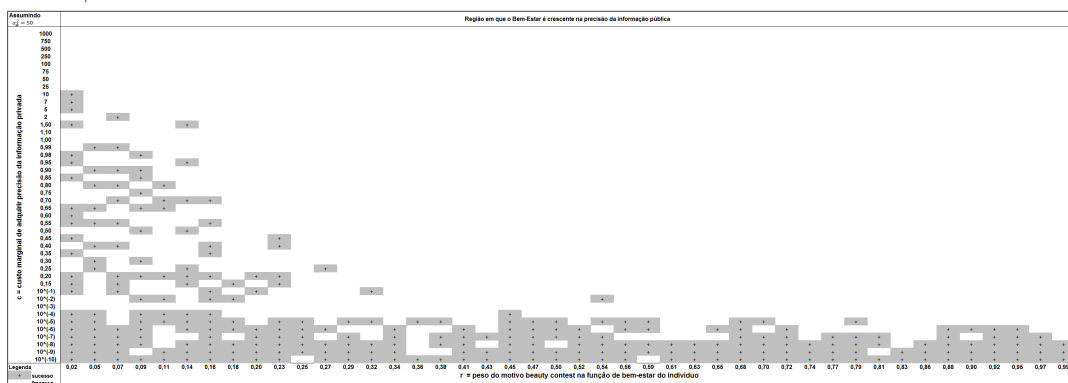
As áreas marcadas em cinza representam regiões há ganhos em aumentar a precisão da informação pública. O eixo x define valores de r , peso do motivo *beauty contest*. O eixo y representa c , custo marginal de adquirir precisão da informação privada.

Figura 1.5: Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 16.6$



As áreas marcadas em cinza representam regiões há ganhos em aumentar a precisão da informação pública. O eixo x define valores de r , peso do motivo *beauty contest*. O eixo y representa c , custo marginal de adquirir precisão da informação privada.

Figura 1.6: Região em que o bem estar social é crescente na precisão da informação pública, assumindo $\sigma_\phi^2 = 50$



As áreas marcadas em cinza representam regiões há ganhos em aumentar a precisão da informação pública.

O eixo x define valores de r , peso do motivo *beauty contest*. O eixo y representa c , custo marginal de adquirir precisão da informação privada.

1.6 Conclusão

Neste trabalho tornamos endógeno o processo de adquirir informação privada em um ambiente de informação incompleta em que os agentes utilizam sinais públicos e privados para escolherem suas ações e o governo tem por objetivo estabilizar a economia, por meio de ações que têm como base informações recebidas privadamente. A partir do sinal recebido privadamente, o governo toma a decisão de tornar pública parte dessa informação, adicionando ruído ao sinal privado que recebeu. Neste sentido, o governo anuncia uma regra de *disclosure* em que se compromete a ter um certo nível de transparência, entre zero e *full disclosure*.

Os resultados mostram que, ao considerarmos o custo de se obter informação, o bem estar passa a não ser sempre decrescente na precisão da informação pública, como apontado por James e Lawler (2011). Quando a busca por informação privada mais precisa é um canal relevante, a opacidade não é mais ótimo e há ganhos de bem estar com o aumento da precisão da informação pública. Ao aumentar a precisão da informação pública, a autoridade reduz a necessidade individual de investir em precisão - gerando assim economia de recursos privados e aumento no bem estar social. Nos casos em que a aquisição é muito custosa, a busca de informação privada mais precisa pelos agentes é pouco relevante - o que aproxima este trabalho do arcabouço desenvolvido em JL. Nestes casos, voltamos a ter os mesmos resultados encontrados por James e Lawler (2011): o bem estar passa a ser decrescente na precisão da informação pública.

Adicionalmente, os resultados de James e Lawler (2011) não se sustentam quando a informação recebida privadamente pelo governo não é extremamente precisa. Nesses casos, a capacidade de o *policy maker* estabilizar a economia se reduz, tornando necessária maior precisão na ação do agente privado. Para esse espaço de parâmetros, há ganhos de bem estar decorrente de maior precisão na informação pública.

Bibliografia

- [1] Angeletos, George-Marios & Pavan, Alessandro (2004). Transparency of Information and Coordination in Economies with Investment Complementarities. *American Economic Review* 94(2), 91-98.
- [2] Colombo, L., & Femminis, G. (2008). The social value of public information with costly information acquisition. *Economics Letters*, 100(2), 196-199.
- [3] Colombo, L., Femminis, G., & Pavan, A. (2014). Information acquisition and welfare. *The Review of Economic Studies*, 81(4), 1438-1483.
- [4] Cornand, Camille & Heinemann, Frank (2004). Optimal Degree of Public Information Dissemination. *Center for Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research*, CESifo Working paper: No. 1353.
- [5] James, J., & Lawler, P. (2011). Optimal policy intervention and the social value of public information. *The American Economic Review*, 101(4), 1561-1574.
- [6] Svensson, Lars E. (2006). Social value of public information: Morris and Shin (2002) is actually pro-transparency, not con. *The American Economic Review*, 96(1), 448-452.
- [7] Morris, S., & Shin, H. S. (2002). Social value of public information. *The American Economic Review*, 92(5), 1521-1534.
- [8] Morris, S., Shin, H. S., & Tong, H. (2006). Social value of public information: Morris and Shin (2002) is actually pro-transparency, not con: Reply. *The American Economic Review*, 96(1), 453-455.
- [9] Romer, Christina D. & Romer, David H (2000). Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates. *American Economic Review*, 2000, 90(3), 429-57.
- [10] Woodford, M. (2005). Central bank communication and policy effectiveness. *National Bureau of Economic Research*, No. w11898.

Capítulo 2

Transparência do banco central e inflação: evidências em painel

Resumo

Estudamos os efeitos da transparência do banco central no nível de inflação a partir de um índice de transparência para 100 países. A estimação enfrenta o problema de variável omitida: características não observáveis de determinado país podem levar tanto à maior transparência, quanto à menor inflação. Para tentar controlar essa questão, utilizamos três metodologias diferentes: uma estimação de painel dinâmico via GMM (S-GMM) em dois passos desenvolvido por Arellano-Bover e Blundell-Bond, um painel de efeito fixo e uma estimação de mínimos quadrados ordinários. Há evidências de que países com maior transparência na comunicação da autoridade monetária possuem menor inflação, principalmente países emergentes. Esse efeito é menos claro em países desenvolvidos. Dos cinco tipos de transparência, a de política monetária se mostrou a mais significativa e negativamente correlacionada com a inflação em nossas estimações.

Palavras-chave: transparência, comunicação, política monetária, inflação, painel.

Classificação JEL: E52, E58.

2.1 Introdução

Nas últimas décadas houve significativo aumento da transparência nos bancos centrais ao redor do mundo. Considerada hoje uma importante ferramenta de trabalho por diversas autoridades monetárias, a transparência não só reduz a assimetria de informação entre os agentes da economia, como também gera incentivos ao próprio banqueiro central a conquistar ou manter sua credibilidade, uma vez que desvios de seus objetivos podem ser percebidos mais facilmente. Aliada à credibilidade, a transparência quanto a indicações de trajetória futura de política monetária auxilia para que as expectativas dos agentes sejam guiadas pela autoridade monetária e não por choques e pelo nível da inflação corrente, aumentando a eficiência da política.

Estudos anteriores apontam evidências de que maior transparência estaria relacionada a menor volatilidade da inflação, uma vez que reduz incerteza quanto à condução futura da política monetária. Outros destacam a relação entre a transparência e a dispersão das previsões de inflação. O presente trabalho tem por objetivo analisar empiricamente os efeitos da transparência no nível da inflação, em especial em países não desenvolvidos, que não ainda não foram objeto de análise específica na literatura.

Para tanto, utilizamos dados em painel com 100 países no período de 1998 a 2011, em que a transparência é mensurada a partir de um índice desenvolvido por Eijffinger e Geraats (2006) e atualizado por Siklos (2011). Construído a partir de um questionário, são avaliadas questões como se o banco central de determinado país possui meta de inflação, se possui autonomia de jure, se divulga projeções, etc, dentre outros, o índice de transparência é composto por uma agregação aritmética simples de cinco sub-índices que refletem diferentes tipos de transparência: (i) transparência política, que reflete a clareza quanto aos objetivos; (ii) a transparência econômica ilustra a divulgação de dados e modelos utilizados em projeções (iii) transparência de procedimentos reflete regras de decisão de política monetária, registros em atas etc (iv) a transparência *de* política monetária engloba explicações da decisão e indicações de trajetória futura de política monetária e (v) transparência operacional ilustra a implementação de política monetária e avaliação dos erros.

A estimação do efeito da transparência na inflação enfrenta um importante problema: o de variável omitida. O nível de transparência de determinada autoridade monetária pode ser endógeno e refletir características não observáveis de um país que também podem afetar o nível da inflação. Ou seja, características não observáveis de determinado país podem levar tanto à maior transparência, quanto à menor inflação. Para tentar controlar o problema de endogeneidade resultante de variável omitida utilizamos três metodologias diferentes: uma estimação de painel dinâmico via GMM (S-GMM) em dois passos desenvolvido por Arellano-Bover e Blundell-Bond, um painel de efeito fixo e uma estimação de mínimos quadrados ordinários¹.

Os resultados apontam que há sim evidências de que países com maior transparência possuem menor inflação. Em todos os modelos estimados pudemos observar uma relação negativa e estatisticamente significativa entre o índice de transparência em um determinado ano e o nível da inflação no ano seguinte. Nossas estimações apontam que o aumento de 1 ponto na transparência está relacionado com a redução da inflação do ano seguinte em média em 0,6 ponto percentual.

Adicionalmente, analisamos o efeito da transparência em países emergentes e desenvolvidos de forma separada. Países não desenvolvidos possuem características particulares², como piores instituições, maior volatilidade da economia e bancos centrais com menor credibilidade que podem levar à transmissão do aumento da transparência na inflação ocorrer de modo diferente daquela observada nos países desenvolvidos. Essas idiosincrasias, a despeito de todos os controles normalmente utilizados, podem levar a efeitos distintos da transparência na inflação.

¹Uma vez que os estimadores de mínimos quadrados ordinários e efeito fixo são viesados em direções opostas no contexto de painel dinâmico (vide Nickell, 1981), o estimador consistente (S-GMM) deverá estar entre os dois.

²Vide Frankel (2011)

Quando separamos os países em duas amostras, avançados e não avançados, observamos resultados bastantes distintos da estimação agregada. Em países não avançados, o efeito da transparência é altamente significativo e negativo no nível da inflação. Ou seja, quanto maior a transparência, menor o nível da inflação. Por outro lado, não obtivemos os mesmos resultados para os desenvolvidos. Na estimação pontual o efeito para países desenvolvidos é menor e, na maior parte das estimações, não é estatisticamente significativo.

Uma possível explicação para esses resultados distintos é que o aumento da transparência em países não avançados pode estar relacionado a mudanças de regime, com maior compromisso no combate à inflação e busca por credibilidade. Assim, maior transparência tende a ter impacto relevante na inflação nesses países. Por outro lado, países desenvolvidos em sua maioria já possuem autoridade monetária com credibilidade e histórico de sucesso no combate à inflação. Dessa forma, o aumento da transparência nesses países pode estar mais relacionado à *accountability* e maior eficiência da política monetária (que leva a menor juros para conseguir a mesma desinflação) - o que pode levar a menor impacto marginal da transparência na inflação. Não podemos descartar também a hipótese de retornos marginais decrescentes nem a existência de um *threshold* no nível da transparência a partir do qual acréscimos marginais tem efeitos insignificantes no nível da inflação, embora não encontramos evidências claras desses pontos em nossas estimações.

Ao analisarmos os cinco tipos de transparência que compõe o índice, a transparência de política monetária foi a que se mostrou significativa de forma mais frequente, tanto no modelo de amostra completa, quanto nas estimações de países emergentes vs. desenvolvidos. Este tipo de transparência está associada a explicações tempestivas de decisões de política monetária e sinalizações sobre a trajetória de juros futura. Dessa forma, é possível que este tipo de transparência tenha maior efeito na inflação por refletir a interação mais tempestiva da autoridade monetária com os agentes da economia, enquanto os demais sub-índices possuem características mais estruturais e burocráticas, com efeitos de longo prazo.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a seguir, é discutida a relação da transparência com a política monetária, na seção 2.3 avaliamos os principais pontos e resultados da literatura, na seção 2.4 são discutidos os aspectos metodológicos, os dados e a evolução do índice de transparência. A seção 2.5 apresentamos os resultados e a seção seguinte conclui.

2.2 Transparência e Política Monetária

Nos dias atuais vemos banqueiros centrais preocupados com sua comunicação, o que falar, como e quando. Mas nem sempre foi assim. Até 1994 o comitê de política monetária do banco central dos Estados Unidos (FOMC) não anunciava qual era a taxa de juros meta decidida na reunião. Para descobrir a taxa de juros praticada pela autoridade, os participantes do mercado financeiro estimavam-na via operações de mercado aberto. Embora aos olhos de hoje essa postura obscura pareça surpreendente, o banco central norte-americano não estava sozinho. Havia à época uma mística envolvendo a política monetária: seus segredos e modelos eram fonte de orgulho por parte de alguns banqueiros centrais. Ainda, acreditava-se que a efetividade da política monetária dependia da obscuridade de suas ações.

Hoje em dia, operadores do mercado financeiro do mundo inteiro analisam cada palavra dita pelos diretores do banco central norte americano (FED), se debruçam sobre os comunicados oficiais e analisam a evolução dos *dots*³ ao longo do tempo. É notório o aumento considerável da transparência não só no FED, mas na grande maioria dos bancos centrais ao redor do mundo nos últimos anos. Esse movimento ocorreu tanto em países que adotaram o regime de metas de inflação, em que a comunicação e transparência são fundamentais para ganho de credibilidade e controle de expectativa, quanto em bancos centrais independentes, a despeito do regime adotado.

Os efeitos positivos da transparência são amplamente discutidos na literatura. Considerada hoje por muitos banqueiros centrais uma importante ferramenta de trabalho, a transparência atende à autoridade monetária de diversas formas: importante canal para estabelecer ou manter a credibilidade⁴; atuar no controle de expectativas; permitir *accountability*; sem contar o caráter informacional e de redução de assimetria de informação dentre outros. Acredita-se que maior transparência e comunicação estão relacionadas com maior efetividade da política monetária e os bancos centrais ao redor do mundo estão se tornando cada vez mais transparentes quanto aos seus objetivos, perspectivas, estratégia de políticas e instrumentos.

Em sociedades democráticas, na medida em que os bancos centrais vão se tornando cada vez mais estatutariamente independentes, cresce a necessidade de explicar à população não só seus objetivos, mas também o que permeiam suas ações e que de forma elas são tomadas. Neste sentido, ao reduzir a incerteza sobre as preferências e funções de reação do banco central, a transparência é um importante elemento de *accountability* por parte da população. Se a comunicação for obscura, poderia haver desconfiças em relação ao banqueiro central quanto aos reais objetivos, o que prejudicaria a independência da autoridade monetária.

Além de permitir *accountability*, a transparência gera incentivos para a autoridade monetária manter ou conquistar credibilidade. A informação quanto a objetivos, instrumentos e expectativas contribui para uma comunicação mais efetiva com os mercados, permitindo aos agentes econômicos inferir com maior precisão suas preferências e objetivos. Desta forma, cria incentivos à autoridade monetária a manter sua política no controle da inflação, uma vez que desvios desta prática seriam facilmente percebidos pelos agentes na economia e poderiam gerar perdas reputacionais. Os ganhos decorrentes de maior credibilidade são muitos⁵, permitindo menor custo de desinflação, maior controle da propagação de choques na economia, a manter a taxa de inflação baixa dentre outros.

Aliado à credibilidade, a transparência e comunicação atua diretamente sobre um importante canal de transmissão da política monetária: o das expectativas. Em uma economia em que os agentes são *forward looking*, a expectativa quanto à inflação futura é fundamental para os agentes do setor privado, em especial para os formuladores de preços. A transparência

³Divulgado trimestralmente, o chamado *dot-plot* representa a projeção dos 16 membros do comitê de política monetária do FED para a taxa de juros básica. Cada ponto representa a visão de um membro de qual deveria ser a taxa de juros de referência para diversos anos-calendários subsequentes e no longo prazo.

⁴Blinder (1999) realiza uma pesquisa com 84 banqueiros centrais, em que questiona diversos assuntos relacionados à credibilidade do banco central. Na opinião das autoridades monetárias, a credibilidade é fundamental para manter a inflação baixa e reduzir o custo de desinflação e a transparência é vista como uma das formas de construir credibilidade, aliado à histórico de honestidade e combate à inflação e independência.

⁵Vide Blinder (1999).

permite que as expectativas dos agentes sejam guiadas pela autoridade monetária, e não por choques e pelo nível da inflação corrente. Ainda, a transparência e sinalização de condução futura da política monetária também são capazes de influenciar as curvas de juros e taxas de longo prazo (que dependem essencialmente das expectativas dos agentes privados), atuando diretamente na decisão corrente de poupança e investimento. Notadamente, a capacidade de o banco central afetar a economia não reside somente no nível atual de sua taxa de juros, mas em especial na trajetória futura e expectativa de reação a pressões inflacionárias. Desta forma, a transparência atua no sentido de aumentar o efeito da política monetária na demanda agregada, contribuindo para maior efetividade de suas ações.

Por outro lado, a despeito dos efeitos positivos, há questionamentos de até que ponto a transparência é realmente desejável. Em ambiente de informação incompleta, a transparência pode gerar coordenação excessiva dos agentes levando a perda de bem estar⁶. Em um regime muito transparente, os agentes podem ficar confusos com o excesso de informação, dificultando o processo decisório, ainda, o excesso de transparência pode levar os agentes a perceberem o quão inseguro é o banco central quanto às condições econômicas e de eficácia da política - aumentando assim a volatilidade do produto⁷. Alguns autores apontam que o excesso de transparência pode levar a pressão por interesse especiais que pode comprometer a independência e levar a decisões ineficientes⁸. Outros destacam que alguns tipos de transparência podem prejudicar a comunicação com o público: maior transparência com relação a sua função objetivo e a divulgação de projeções de trajetória de juros pode prejudicar a comunicação com o público uma vez que este pode não entender facilmente os condicionantes e interpretar erroneamente as mudanças nas projeções⁹.

2.3 Revisão da Literatura

Geraats (2009) promove uma ampla análise da evolução da transparência de 98 bancos centrais em diferentes regimes de política monetária ao longo dos últimos anos e encontra uma correlação negativa entre o nível de transparência no início da amostra e a inflação nos anos subsequentes. Diferente deste trabalho, a autora não analisa a relação entre a transparência e inflação em painel, mas faz uma estática comparativa entre as variáveis em diferentes pontos da amostra. A partir da análise do índice de transparência construído por Eijffinger e Geraats (2006), a autora estabelece mais alguns fatos estilizados. Destaca que a correlação negativa entre índice de transparência no começo da amostra com inflação nos anos subsequentes é ainda mais significativa quando os países classificados como *exchange rate targeting* são excluídos da amostra. A autora defende que, nos casos de países com metas cambiais, o efeito disciplinador da transparência é menor, uma vez que a autonomia da política monetária é reduzida para atender as determinações da meta cambial. Em segundo lugar, aponta que houve aumento na divulgação de informações envolvendo a política monetária. Esse aumento na transparência ocorreu de forma mais pronunciada na comunicação da decisão de política

⁶Vide Morris e Shins (2002)

⁷Vide Van der Cruysen, Eijffinger e Hoogduin (2010).

⁸Vide Dincer e Eichengreen (2010).

⁹Vide Minshkin (2004).

monetária e na análise macroeconômica na qual as decisões se baseiam. Por fim, mostra que, embora todos os regimes apresentaram significativa elevação da transparência no período, bancos centrais com regimes de meta de inflação apresentaram não só maior aumento, quanto maior nível de transparência. Ainda, países que no começo da amostra tinham maior inflação e maior desenvolvimento econômico tiveram maior aumento da transparência no período analisado.

Dincer e Eichengreen (2010) analisam os determinantes e consequências da transparência da política monetária na volatilidade e persistência¹⁰ da inflação em 100 países no período de 1998 a 2006¹¹. Os autores analisam os 100 países de forma conjunta, isto é, não separam a análise entre emergentes e desenvolvidos como este trabalho. Diferente deste, o estudo não avalia o efeito do nível da transparência no nível da inflação. Embora também reconheçam o problema de endogeneidade na estimação do efeito da transparência, utilizam outra metodologia: uma estimação de GMM instrumental em dois estágios de forma empilhada, com variáveis de política como instrumento. Os resultados apontam que variáveis políticas afetam a transparência do banco central. Países com sistema político mais estável, mais abertos e democráticos são mais prováveis de terem bancos centrais mais transparentes. Adicionalmente, fatores econômicos como elevado PIB per capita e taxa de câmbio mais flexível também estão correlacionados com maior nível de transparência. O estudo indica que maior transparência está relacionada a menor volatilidade da inflação, enquanto as evidências do efeito na persistência são menos robustos. Encontram também que há efeitos não lineares da transparência: há sinais de retornos marginais decrescentes. Por fim, os autores apontam que quando incluídos separadamente nas estimações, todos os cinco sub-componentes do índice de transparência continuam negativamente associados à menor volatilidade e menor persistência da inflação. Já na estimação conjunta, a transparência operacional tem o maior efeito na redução da volatilidade da inflação.

Outros estudos também encontram relação negativa entre transparência e volatilidade da inflação. Demertzis e Hallett (2007) por exemplo desenvolvem um modelo teórico para analisar o efeito da transparência não só no nível da inflação mas também no hiato do produto para os países da OECD utilizando o índice agregado de transparência construído por Eijffinger e Geraats (2006). Os autores avaliam esse efeito para apenas nove países da OECD. Diferente deste trabalho, examinam a correlação entre o índice de transparência e as variáveis macroeconômicas, não fazem estimações em painel. Os autores apontam que não há evidências de relação entre transparência e o nível da inflação e do hiato do produto. Por outro lado, afirmam que o grau de transparência tem efeito distinto na volatilidade destas variáveis: enquanto reduz a variância da inflação, maior transparência está correlacionada com maior variância do hiato do produto (os analistas justificam este resultado contra intuitivo como possível efeito de micronumerosidade, a amostra tem 9 países, ou algum aspecto dos dados que o modelo não captura).

Parte da literatura dedica-se a analisar o efeito da transparência na dispersão das projeções de inflação. As projeções de inflação não são idênticas entre todos os agentes da economia. Agentes heterogêneos, diferentes conjuntos informacionais, podem levar a projeções de inflação

¹⁰ Como *proxy* para volatilidade utilizam o desvio padrão da inflação nos últimos 12 meses já para a persistência, o coeficiente AR(1) da variação mensal da inflação.

¹¹ Os dados de transparência seguem a metodologia de Eijffinger e Geraats (2006).

bastante distintas. Uma vez que a informação pública tem papel relevante na coordenação das expectativas agentes, maior transparência da autoridade monetária deveria contribuir no sentido de reduzir as dispersões das previsões de inflação, tudo mais constante ¹². Contudo, não há consenso na literatura de que isso se verifica na prática.

Siklos (2013) analisa o efeito da transparência na dispersão das projeções de inflação apenas para nove economias desenvolvidas, cinco das quais em regime de meta de inflação, no período de 1999 a 2009. Diferente deste trabalho, não avaliam o efeito no nível da inflação. Para o cálculo da dispersão da projeção, utiliza diversas fontes de previsão de inflação ¹³. A estimação é feita de duas formas: (i) regressões quantílicas e (ii) painel. Assim como este trabalho, reconhecem o problema da endogeneidade na estimação e optam por um painel dinâmico GMM. Os resultados apontam que a transparência contribui para aumentar, e não reduzir, a divergência entre as projeções da inflação - pelo menos nos nove bancos centrais analisados. O autor destaca que fatores domésticos e externos atingem os formuladores de previsão de forma diferente. Enquanto as famílias se mostram mais sensíveis a fatores domésticos, profissionais e o banco central podem ser mais sensíveis a elementos globais, como choques em preços de *commodities*. Neste sentido, Siklos (2013) destaca que a pouca variabilidade das medidas de transparência pode refletir este resultado contra intuitivo - uma vez que as pesquisas de projeção, em especial as conduzidas com os consumidores se mostraram pouco sensíveis à transparência da autoridade.

Por outro lado, o trabalho de Ehrmann et al. (2012) analisa 12 economias avançadas em estimações de variação interquantilica e encontra que maior transparência da autoridade monetária está relacionado com menor dispersão entre as projeções de inflação. Os autores reconheçam sinais de retornos marginais decrescentes. Apontam que, a partir de um *threshold* não observável, acréscimos marginais no nível de transparência geram pouco ou nenhum benefício. Siklos (2013) levanta duas possíveis explicações para essa divergência de resultados: (i) Ehrmann et al. (2012) tem quase metade da amostra concentrada em países da zona do euro e omitem dois importantes bancos centrais sob o regime de metas de inflação - Austrália e Nova Zelândia, e (ii) Ehrmann et al. (2012) utilizam apenas as projeções do *Consensus forecast*, enquanto Siklos (2013) utiliza outras adicionalmente.

Dincer e Eichengreen (2014) expandem a amostra do índice de transparência para 120 bancos centrais, atualizam as estimações de Dincer e Eichengreen (2010) e os dados de transparência até 2010. Adicionalmente ao estudo de 2010, apresentam algumas medidas de independência para vinte bancos-centrais, emergentes e desenvolvidos. O estudo mostra que a transparência e a independência dos bancos centrais são positivamente correlacionadas. Destacam que, enquanto a independência permite maior liberdade nas escolhas da autoridade, a transparência é a ferramenta de comunicação destas escolhas com os agentes, permitindo maior efetividade da política monetária e *accountability* por parte da população.

Alguns estudos apontam que a transparência aumenta a previsibilidade das ações da política monetária. Swanson (2006) estuda o caso norte-americano avaliando as surpresas do mercado com o anúncio do FED, o mercado de opções e a evolução da projeções do mercado

¹²Naturalmente, a questão da credibilidade é um tema bastante importante na formação das expectativas dos agentes e atua de forma complementar à transparência.

¹³Como pesquisas de projeções de inflação realizada com consumidores, profissionais, organismos internacionais (FMI, OECD), dentre outras.

de taxa de juros, PIB e inflação. Os resultados apontam que houve melhora significativa nas projeções de taxa de juros, mas o mesmo não se verificou no caso de inflação e PIB. Segundo o autor, há fortes evidências de que o aumento da transparência do banco central foi responsável pela melhora na previsão da taxa de juros de referência pelo mercado financeiro e do setor privado. Também neste sentido, Gerlach-Kristen (2004) analisa a divulgação do placar de votação na decisão de juros do banco central da Inglaterra e seus impactos nas expectativas dos agentes e curvas de mercado. O estudo conclui que o placar de votação é informativo acerca da condução futura da política monetária: se uma minoria votou por corte de juros, é provável que na próxima decisão ocorra um afrouxamento na política monetária. Desta forma, destaca que o aumento na transparência contribui de forma positiva para melhorar a previsão de taxas de juros.

Há evidências também de que a transparência da autoridade monetária afeta a transmissão da política por meio do canal de juros, tornando-a mais eficiente. Papadamou et al. (2015) analisam esse canal por meio de um vetor auto-regressivo para painel 23 países emergentes, com níveis de transparência baixos e elevados, utilizando como *proxy* para transparência o índice proposto por Eijffinger e Geraats (2006) e a adoção do regime de metas da inflação. Segundo os resultados, a transmissão de um choque positivo na taxa de juros é mais eficiente em regimes mais transparentes do que em arcabouços menos transparentes. Os autores encontram que regimes mais transparentes tem menor incerteza (medida por menor desvio padrão nas funções impulso-resposta e na decomposição de variância). Na visão dos autores, maior nível de transparência da autoridade monetária ajuda o público identificar a natureza permanente ou temporária dos choques de política monetária e adequar-se de melhor forma a eles. Ainda, a resposta mais rápida da economia em países mais transparentes permite a autoridade monetária ter melhor visão dos efeitos de suas ações uma vez que existe importante defasagem de transmissão de choques de política monetária para a economia.

A despeito dos diversos estudos analisando transparência e inflação, há poucos trabalhos que analisam este efeito em países emergentes. Países emergentes possuem características tão diferentes dos desenvolvidos que Frankel (2011) defende que devemos ter modelos de política monetária especialmente para esses países, dedicando um capítulo do *Hand Book of Monetary policy* a modelos voltados a este grupo. Segundo o autor, países em desenvolvimento não só possuem piores instituições e bancos centrais com menor credibilidade, mas também são mais voláteis do que países desenvolvidos. A maior dependência de *commodities* torna a economia destes países mais sujeitas a choques nos preços, e estes choques tendem a se propagar de forma mais acentuada. Maior volatilidade viria também de fatores domésticos e instabilidade política. O autor destaca que muitos destes países sofrem de populismo econômico e possuem políticas monetárias e fiscais pró-cíclicas. Há ainda maior incidência de *default* soberano e, mesmo que alguns países tenham contas ajustadas, podem enfrentar o chamado *debt intolerance* - situação em que os investidores globais exigem taxas de juros muito maiores do que exigiriam de um país desenvolvido nas mesmas condições. Por fim, destaca que mercado bancário pouco competitivo é uma característica comum aos emergentes - o que pode prejudicar um importante canal de transmissão da política monetária - o canal do crédito.

Embora neste trabalho tentamos controlar por efeito-fixo de país, e outras variáveis econômicas, sabemos que países emergentes têm características peculiares que possam fazer

com que os efeitos da transparência na inflação ocorram de forma diferente do que o observado em países desenvolvidos. Nesse sentido, em função dessas distintas características descritas acima, estimamos o efeito da transparência sobre o nível de inflação em duas amostras separadas: avançados e não avançados.

É importante destacar também que a estimação do efeito da transparência na inflação enfrenta alguns problemas. O nível de transparência de alguns países não é exógeno. A transparência, na verdade, pode ser o reflexo de diferentes observadas do país, que também podem afetar o nível de inflação. Temos, portanto, um problema de variável omitida.

A literatura que estuda os efeitos da adoção do regime de metas de inflação enfrenta problemas parecidos. Brito e Bystedt (2010) destacam que a adoção do regime de metas de inflação é endógena e que países possuem diferentes características não observáveis que podem estar relacionadas com a escolha do regime de metas. Para analisar a performance do regime em países emergentes, e controlar o viés decorrente dos problemas de variável omitida e simultaneidade (existe correlação entre a inflação média e o regime de metas de inflação), os autores estimam os seguintes painéis dinâmicos em dois passos: *Difference GMM* (D-GMM), desenvolvido por Arellano- Bond (1991), e *System GMM* (S-GMM), por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Os autores ainda destacam a preferência pela estimação S-GMM uma vez que este é melhor instrumentado para captar os efeitos de variáveis persistentes (como é o caso da variável de estudo dos autores, a *dummy* de regime de metas - uma vez que o país adotou o regime, ele persiste no regime até o final da amostra). A literatura de regime de metas de inflação apresenta outros problemas na estimação, como viés de seleção (tratado com modelo de *Heckman* por Golçalves e Carvalho (2009) e via dif-in-dif por Gonçalves e Salles (2006).

Na literatura de transparência e inflação, Dincer e Eichengreen (2010) reconhecem o problema de endogeneidade na transparência da autoridade monetária e utilizam variáveis de política como instrumentos em uma estimação empilhada via GMM em dois passos, para avaliar o impacto da transparência da variância e na persistência da inflação.

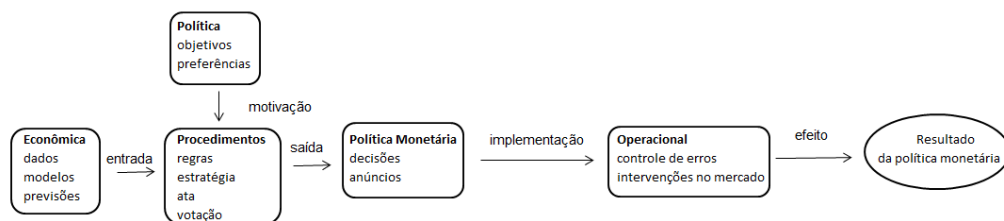
2.4 Metodologia e Dados

2.4.1 Dados e evolução do índice de transparência

Utilizamos o índice de transparência construído por Eijffinger e Geraats (2006) e atualizado por Siklos (2011) com base em informações dos sites dos bancos centrais. Nossa amostra abrange 100 países no período de 1998 a 2011. A metodologia desenvolvida por Eijffinger e Geraats (2006) procura avaliar se a comunicação oficial da autoridade monetária (anúncios e publicações) contém informações explícitas e relevantes. O índice de transparência é composto por uma agregação aritmética simples de cinco sub-índices (cada um é o resultado da soma de três questões que podem totalizar um ponto cada), que refletem diferentes medidas de transparência: transparência política, econômica, de procedimentos, transparência *de* política monetária e transparência operacional. Eijffinger e Geraats (2006) desenvolve a figura (2.1) para ilustrar como as cinco medidas de transparência se relacionam.

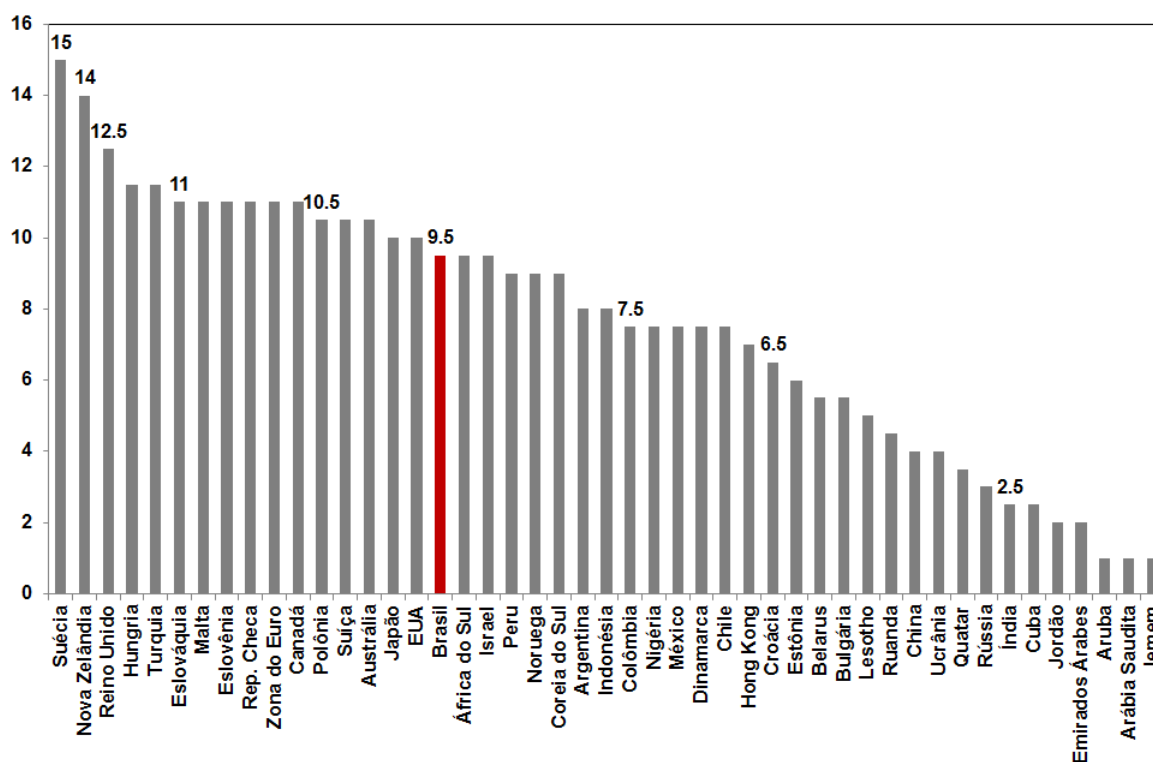
A transparência política representa a clareza quanto aos objetivos da autoridade monetária, se há objetivos quantitativos e preferências em caso de conflito entre dois objetivos.

Figura 2.1: Os cinco tipos de transparência



Fonte Eijffinger e Geraats (2006)

Figura 2.2: Índice de transparência por país em 2011



Índice de transparência de Eijffinger-Geraats para 100 países. Fonte: base de dados de Siklos (2011)

Figura 2.3: Índice de transparência: estatística descritiva

| Índice de transparência - estatística descritiva | | |
|--|------|------|
| | 1998 | 2011 |
| Mediana | 3.0 | 6.0 |
| Média | 3.5 | 6.3 |
| Máximo | 11.0 | 15.0 |
| Mínimo | 0.5 | 1.0 |
| Moda | 1.5 | 9.5 |
| 1º quartil | 1.5 | 3.5 |
| 2º quartil | 3.0 | 6.0 |
| 3º quartil | 4.5 | 9.0 |

Índice de transparência de Eijffinger-Geraats para 100 países. Fonte: base de dados de Siklos (2011)

Mecanismos institucionais que reduzem a influência política sob a autoridade monetária, como a independência do banco central, tentam aumentar a transparência política. Já a transparência econômica representa a abertura quanto aos dados e modelos utilizados e projeções macroeconômicas sobre as quais a autoridade monetária se baseia. Transparência de procedimento, por sua vez, reflete de que forma as decisões de política monetária são tomadas: regras ou estratégias de política monetária, deliberações de política, registrados em atas e/ou placar de votação. A transparência *de* política engloba explicação da decisão e as indicações (ou sinalizações) da condução futura de política monetária. Por fim, transparência operacional reflete a implementação da política monetária como a avaliação de erros de condução de política.

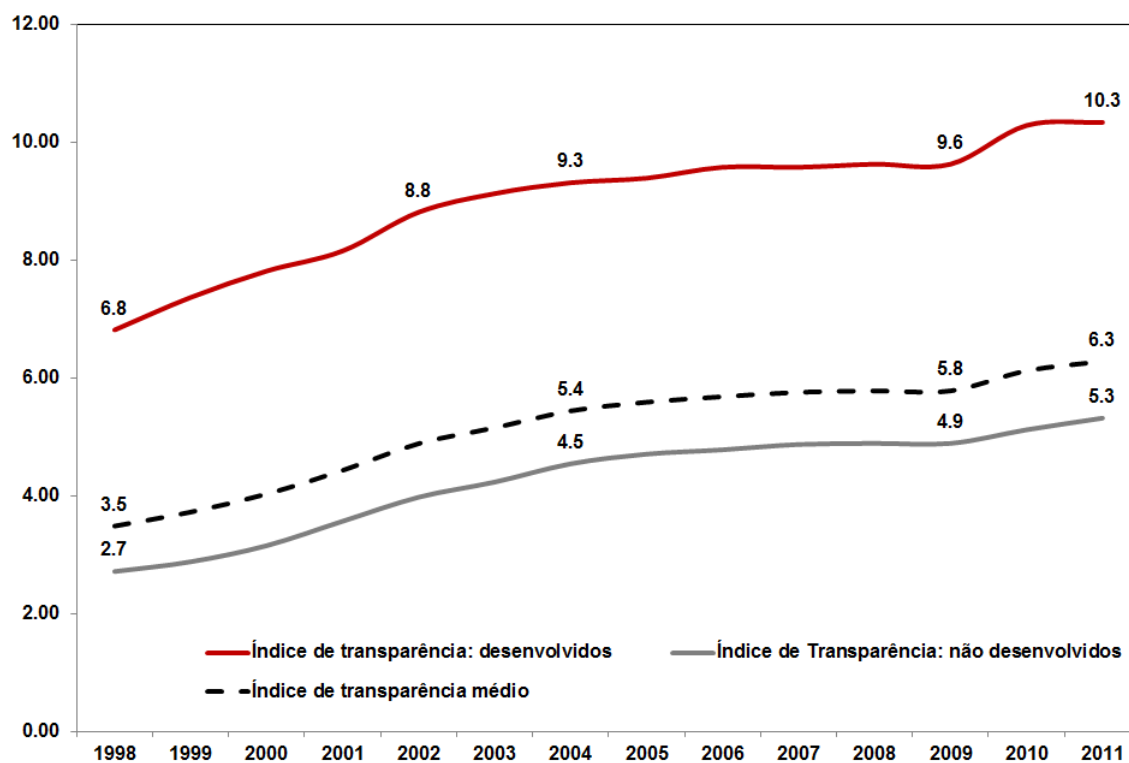
Na figura 2.3 podemos observar um movimento importante de diversos bancos centrais em aumentar o nível de transparência ao longo dos últimos anos. A mediana do índice de transparência passou de 3 para 6 em 2011. No último ano da amostra, 25% dos países possuíam índice de transparência acima de nove e apenas um havia atingido a pontuação máxima: o banco central da Suécia. É possível notar na figura 2.4 dois movimentos importantes de aumento na transparência: a primeira fase de expansão ocorreu entre 1998 e 2006 e, após relativa estabilidade entre os anos de 2006 a 2009, voltamos a observar aumento da transparência em 2010 e 2011, impulsionado principalmente pelos subítemos Q4 e Q5 (transparência *de* política monetária e operacional - conforme ilustrado na figura 2.6).

Podemos observar também que o aumento de transparência desde 1998 ocorreu principalmente nos itens Q2 e Q4: transparência econômica e transparência *de* política. É possível notar que, ao longo do tempo, houve avanço da comunicação quantitativa dos bancos centrais ao redor do mundo, com a divulgação de modelos e previsões macroeconômicas, bem como maior clareza no processo decisório de política monetária, com anúncio da decisão, explicações e inclinação para os próximos passos da política.

Dos 100 países da amostra, apenas 12 (todos não desenvolvidos) mantiveram seu nível de transparência constante, como por exemplo Tanzânia (constante em 5), Bahamas (em 4,5), Etiópia (constante em 1), Emirados Árabes (constante em 2) dentre outros. E apenas um apresentou redução no período: Cuba, cujo índice de transparência passou de 3 para 2,5.

Embora os países desenvolvidos apresentem maior nível de transparência, o aumento da transparência desde 1998 ocorreu de forma ainda mais intensa nos não desenvolvidos: o nível médio dos não desenvolvidos praticamente dobrou, saindo de 2,7 para 5,3 em 2011 (vide figuras 2.7 e 2.8). Assim como no caso dos países desenvolvidos, podemos observar que nos países

Figura 2.4: Índice de transparência: desenvolvidos vs. não desenvolvidos



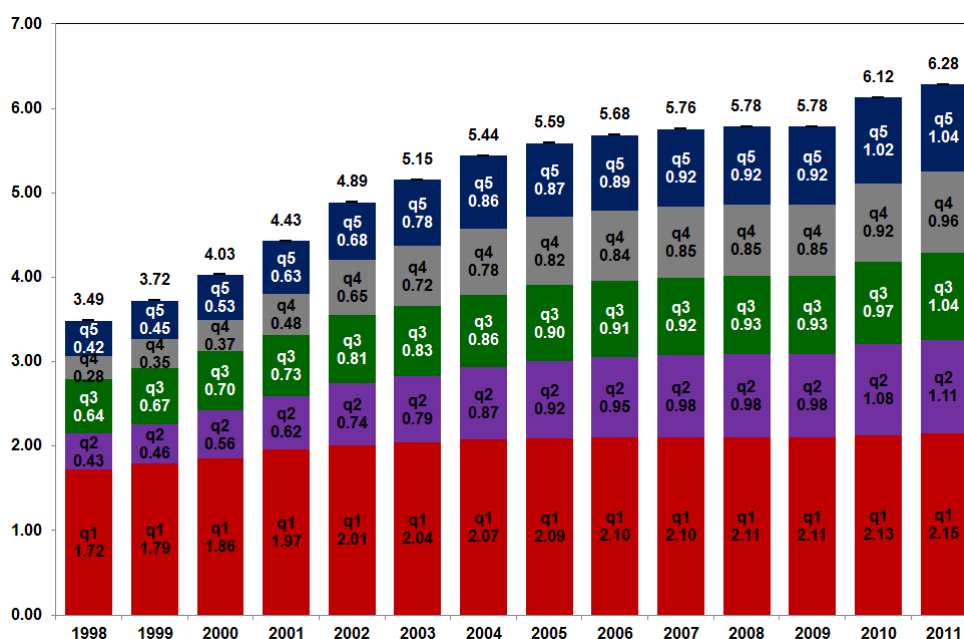
Valor médio do índice de transparência de Eijffinger-Geraats para 100 países. Fonte: base de dados de Siklos (2011)

Figura 2.5: Índice de transparência: evolução da abertura

| | 1998 | 2011 |
|------------------------------------|------|------|
| Índice de transparência - Média | 3,5 | 6,3 |
| Q1 - Transparência política | 1,7 | 2,1 |
| Q2 - Transp. econômica | 0,4 | 1,1 |
| Q3 - Transp. De procedimentos | 0,6 | 1,0 |
| Q4 - Transp. de política monetária | 0,3 | 1,0 |
| Q5 - Transp. operacional | 0,4 | 1,0 |

Média amostral. O índice de transparência é a soma algébrica de cada um dos 5 componentes acima, que podem assumir valores entre 0 e 3. Índice de transparência de Eijffinger-Geraats para 100 países. Fonte: base de dados de Siklos (2011)

Figura 2.6: Evolução transparência e abertura: amostra total

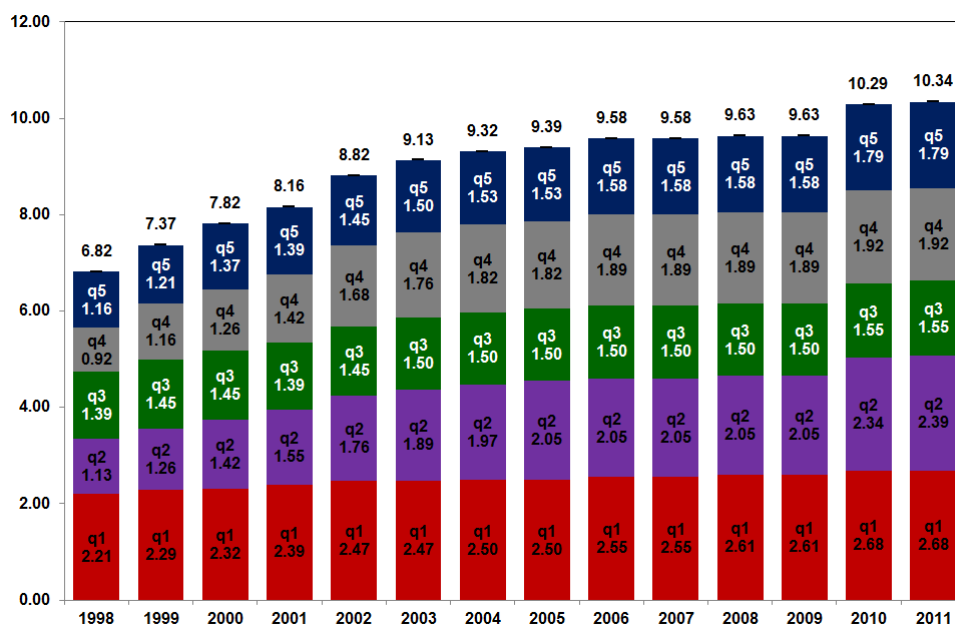


O índice de transparência é a soma algébrica de cada um dos 5 componentes acima, que podem assumir valores entre 0 e 3. A amostra total é composta por 100 países. Fonte: base de dados de Siklos (2011)

não desenvolvidos o aumento da transparência ocorreu de forma generalizada em todas as categorias, com o principal destaque à transparência *de* política monetária, que quadruplicou período para esta subamostra.

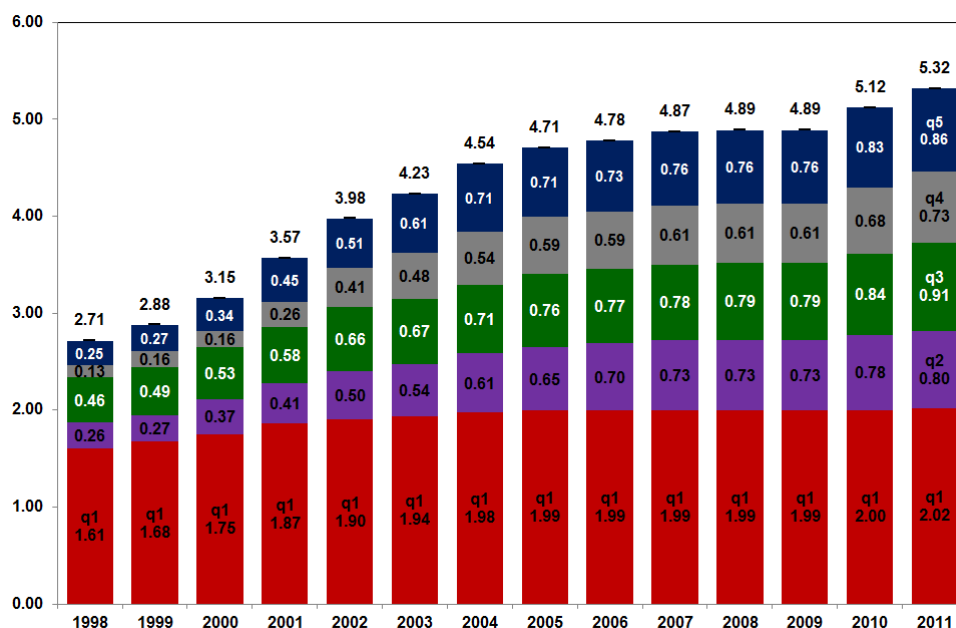
A escolha das variáveis de controle segue a literatura. Foram utilizadas as seguintes variáveis: o crescimento real do PIB, conta corrente como percentual do PIB, inflação inicial (média dos dois primeiros anos da amostra), PIB per capita, dívida bruta como percentual do PIB e abertura comercial (exportação mais importação como percentual do PIB). A variável de PIB per capita atua como uma *proxy* do nível de desenvolvimento do país - países com maior desenvolvimento tendem a ter maior rigidez no controle sobre a inflação (ou menor tolerância com a inflação), a despeito do nível de transparência de sua autoridade monetária. A escolha da variável inflação média dos dois primeiros anos da amostra tem como objetivo tentar controlar pelas condições iniciais e potencial reversão à média nos anos subsequentes. O crescimento real do PIB e a variável conta corrente como percentual do PIB tem por objetivo o controle de potenciais efeitos da situação corrente da economia na inflação (recessão, crises no balanço de pagamentos etc). A variável de endividamento tenta capturar potenciais problemas de dominância fiscal ou desarranjos das contas públicas. Naturalmente, a tolerância ao endividamento varia não só conforme as condições de mercado e globais de liquidez, mas também com a percepção de solvência do país. Por fim, a variável abertura comercial procura capturar a sensibilidade da inflação do país não só à choques cambiais, como também a variações de preços internacionais. As variáveis de controle descritas acima tem como fonte o FMI (World Economic Outlook Databases de março de 2016).

Figura 2.7: Evolução transparência e abertura: média países desenvolvidos



O índice de transparência é a soma algébrica de cada um dos 5 componentes acima, que podem assumir valores entre 0 e 3. Os números acima representam uma média simples, sem ponderação por PPP. A definição de país desenvolvido segue classificação do FMI. Fazem parte desta amostra 24 países: Austrália, Canadá, Chipre, Rep. Checa, Dinamarca, Zona do Euro, Hong Kong, Islândia, Israel, Japão, Coreia do Sul, Letônia, Malta, Nova Zelândia, Noruega, Cingapura, Eslováquia, Eslovênia, Suécia, Suíça, Reino Unido, Estados Unidos. Fonte: Siklos (2011)

Figura 2.8: Evolução transparência e abertura: média países não desenvolvidos



A amostra de países não desenvolvidos compreende todos aqueles que não foram classificados como desenvolvidos, totalizando 77 países. Fonte: Siklos (2011)

2.4.2 Metodologia

A estimação do efeito da transparência na inflação enfrenta alguns problemas, uma vez que o nível de transparência não é exógeno. A transparência, na verdade, pode ser o reflexo de diferentes características não observadas do país, que também podem afetar o nível de inflação. Nesse sentido, temos um problema de variável omitida.

Para tentar controlar o problema de endogeneidade decorrente da variável omitida, optamos por três metodologias diferentes: um painel com efeito fixo, um modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO) e, seguindo Brito e Bystedt (2010), estimação por painel dinâmico (S-GMM).

Pudemos notar que em grande parte dos países analisados (em especial nos emergentes), a inflação defasada é uma importante variável de explicação do período corrente, o que nos motivou a utilizar em nossas estimações a inflação defasada em um período como variável explicativa. Também optamos por utilizar a variável de transparência defasada em um período. No mesmo sentido em que o efeito da política monetária tem efeitos defasados na economia e na inflação, a transparência, ao tornar a política monetária mais eficiente, também o tem. Assim, deve existir alguma defasagem entre o anúncio de novas medidas de transparência como um modelo de previsão, ou a divulgação do placar de votação, e a inflação propriamente dita.

Na estimação de efeito-fixo descrita na expressão (2.1), o efeito-fixo de ano representado por γ_t permite capturarmos choques comuns que afetam todos os países em cada período. Já com o efeito fixo de país η_n procuramos eliminar o problema para variáveis omitidas que são

constantes no tempo.

$$y_{n,t} = \alpha y_{n,t-1} + \beta_1 ti_{n,t-1} + \beta_2 X_{n,t} + \gamma_t + \eta_n + \nu_{n,t} \quad (2.1)$$

em que $y_{n,t}$ representa o nível da inflação no período corrente e $y_{n,t-1}$ a inflação defasada em um período, em pontos percentuais ao ano, $n = 1, 2, \dots, N$ o número de países, $t = 1, 2, \dots, T$ o número de anos, ti o índice de transparência (descrito com maior detalhe na seção anterior) e $X_{n,t}$ representam as variáveis de controle (inflação inicial, crescimento real corrente do PIB, PIB per capita, conta corrente em percentual do PIB, dívida bruta e abertura econômica).

Já na regressão de mínimos quadrados ordinários estimamos:

$$y_{n,t} = \alpha y_{n,t-1} + \beta_1 ti_{n,t-1} + \beta_2 X_{n,t} + \nu_{n,t}$$

O estimador de Arellano e Bover/Blundell e Bond (S-GMM), por sua vez, utiliza as condições de momento como instrumentos para a equação em nível. Na estimação do S-GMM, classificamos como variáveis endógenas o índice de transparência (t_i) o crescimento do PIB, como variável pré-determinada (fracamente exógena) a inflação inicial e a defasada e o PIB per capita, e como exógenas variáveis de conta corrente em percentual do PIB, dívida bruta e abertura econômica.

Segundo Nickell (1981), no contexto do painel dinâmico (em que a variável dependente defasada é utilizada como explicativa) a estimação por efeito fixo é viesada. Nickell (1981) aponta que, ao retirar a média das variáveis, é gerada uma correlação negativa entre a variável dependente defasada e o termo de erro. O coeficiente da variável dependente defasada passa então a ser viesado, assim como os coeficientes das demais variáveis que são de alguma forma correlacionada com a variável dependente defasada.

Assim, os coeficientes estimados via efeito fixo possuem viés negativo em função do sinal negativo de v_{t-1} no erro da eq. (2.1) após transformação de retirada de média. Já o estimador de MQO tem viés positivo uma vez que a variável dependente defasada é positivamente correlacionada com o erro. Em função dos vieses em direções opostas, o estimador consistente (S-GMM) deveria estar entre os valores das estimações MQO e efeito fixo.

Por fim, utilizamos *dummies* de tempo e *dummy* para inflação maior de 20% no ano. Para os modelos de painel dinâmico, realizamos os testes de autocorrelação serial de η_n descrito na eq. (2.1), o teste de sobre-identificação das restrições de Hansen J - a fim de verificar a validade dos instrumentos e o teste *difference-in-Hansen*.

2.5 Resultados

Nesta seção apresentamos os principais resultados do trabalho: países com maior transparência apresentam menor nível de inflação. Ainda, quando analisados separadamente, observamos efeitos distintos nos países avançados em comparação com os não avançados: a inflação ao consumidor dos países não avançados se mostrou muito mais sensível à transparência do que nos demais países. O estimador S-GMM se mostrou consistente: o coeficiente estimado no painel dinâmico S-GMM assumiu valores entre o coeficiente estimado via efeito fixo e o via mínimos quadrados na quase totalidade das estimações.

Na figura 2.9 podemos ver a estimação do nível da inflação contra o índice de transparência defasado em um período. Em todos os modelos observamos relação negativa e estatisticamente significativa entre o índice de transparência e o nível da inflação. Ou seja, países com maior nível de transparência tendem a ter menor inflação ao consumidor. O aumento de 1 ponto na transparência tende a reduzir a inflação do ano seguinte em média em 0,6 pontos percentual.

Figura 2.9: Resultado das estimações na amostra completa

Painel amostra completa: índice de transparência defasado

| | Modelo1a b/se | Modelo1b b/se | Modelo1c b/se |
|-------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| L.ti | -1.37** (0.69) | -0.26** (0.11) | -0.60* (0.32) |
| cc | 0.04 (0.04) | 0.03 (0.03) | 0.06 (0.06) |
| rgdp | -0.18* (0.09) | -0.18* (0.10) | -0.14 (0.10) |
| percapita | -2.44 (9.38) | -3.55*** (1.01) | -2.81 (3.40) |
| debt | 0.05 (0.03) | -0.00 (0.01) | 0.04 (0.06) |
| openess | 0.04 (0.02) | -0.01 (0.01) | -0.00 (0.03) |
| L.cpi | 0.02 (0.03) | 0.06 (0.06) | 0.03 (0.04) |
| cpi_98_99 | | 0.04 (0.03) | 0.05 (0.05) |
| Constant | 16.56 (35.16) | 21.69*** (4.33) | 20.42* (11.67) |
| No. of Obs. | 1075.0 | 1070.0 | 1070.0 |

Modelo1a: painel de efeito fixo. Modelo1b: estimação mínimos quadrados ordinários. Modelo1c: painel dinâmico S-GMM. L.cpi representa a inflação anual defasada em um período. L.ti o índice de transparência de inflação também defasado em um período; cc é o conta corrente como percentual do PIB. *rgdp* o crescimento real do PIB no ano; *percapita* é a medida de PIB per capita em USD. *Debt* representa a dívida soberana como percentual do PIB; *openess* a abertura comercial em percentual do PIB (exportações+importações) e *cpi_98_99* é a inflação média nos anos 1998 e 1999.

Na figura 2.10 podemos avaliar as mesmas regressões agora com a abertura por índice de transparência - os cinco subíndices. A variável q1 representa a transparência política, q2 a transparência econômica, q3 transparência de procedimentos, q4 a transparência *de* política monetária, q5 transparência operacional.

É possível observar que o subíndice q4, que mede a transparência *de* política monetária, é o mais frequentemente significativo. A variável de transparência *de* política monetária (q4) avalia a comunicação e explicações das decisões da autoridade monetária, assim como potenciais inclinações e indicações de trajetória futura da taxa de juros. É provável então que este tipo particular de transparência possa ter maior efeito na inflação uma vez que é por meio desta que a autoridade monetária tem interação mais tempestiva e recorrente com os demais agentes da economia, enquanto os demais subíndices apresentam perfil relativamente mais burocráticos, com efeitos mais de longo prazo.

Por meio de maior transparência *de* política monetária (q4), a autoridade é capaz de aumentar a eficiência de sua política, reforçar a cada decisão sua credibilidade e atuar no controle da expectativa. Ao informar explicitamente inclinações de próximas ações (atuando pela a transparência do tipo q4), a autoridade monetária influencia as curvas de juros e taxa de longo prazo, as decisões de poupança e investimento - tornando mais eficiente a transmissão da política monetária à atividade. Aliado à sinalização de próximos passos, ao explicar

Figura 2.10: Resultado das estimações na amostra completa: os cinco tipos de transparência

Painel amostra completa: abertura índice de transparência defasada

| | Modelo2a b/se | Modelo2b b/se | Modelo2c b/se |
|-------------|------------------|--------------------|---------------------|
| L.q1 | -2.56 (2.15) | -0.76 (0.55) | -0.12 (0.76) |
| L.q2 | -0.85 (0.70) | 0.06 (0.55) | -0.33 (0.78) |
| L.q3 | 0.52 (0.94) | -0.02 (0.47) | 1.51 (1.44) |
| L.q4 | -1.94* (0.98) | -1.05*** (0.39) | -1.36** (0.61) |
| L.q5 | -1.91 (1.57) | 0.34 (0.50) | -0.63 (0.93) |
| cc | 0.05 (0.04) | 0.02 (0.03) | 0.02 (0.05) |
| rgdp | -0.18* (0.09) | -0.18* (0.10) | -0.13* (0.07) |
| percapita | -1.75 (9.69) | -3.36*** (0.98) | -3.13 (1.93) |
| debt | 0.04 (0.03) | -0.01 (0.01) | 0.01 (0.02) |
| openess | 0.04 (0.03) | -0.01 (0.01) | -0.00 (0.01) |
| L.cpi | 0.02 (0.03) | 0.06 (0.06) | 0.01 (0.02) |
| cpi_98_99 | | 0.04 (0.03) | 0.03 (0.03) |
| Constant | 15.49 (36.74) | 21.59*** (4.50) | -166.36 (223.83) |
| No. of Obs. | 1077.0 | 1072.0 | 1072.0 |

Modelo2a: painel de efeito fixo. Modelo2b: estimação mínimos quadrados ordinários. Modelo2c: painel dinâmico S-GMM.

prontamente aos agentes suas decisões (dessa forma também há elevação na transparência tipo q4), a autoridade monetária tem a oportunidade de reforçar seu compromisso com o combate à inflação, contribuindo para a manutenção ganho de credibilidade. Adicionalmente, por meio desse tipo de transparência é possível explicitar quais choques estão afetando a economia naquele momento e de que forma a autoridade irá reagir - contribuindo para a ancoragem das expectativas e atuando no efeito secundários dos choques na economia.

Quando estimamos em amostra separadas os efeitos da transparência para países desenvolvidos vs. não desenvolvidos (vide figuras 2.11 e 2.12), temos dois resultados bastantes distintos: enquanto para os países não desenvolvidos a variável de transparência é altamente significativa e afeta negativamente a inflação, para os países desenvolvidos não temos o mesmo resultado. Na estimação pontual, o efeito do índice de transparência para os países desenvolvidos é menor, e na maioria dos casos, não estatisticamente significativo.

Países não desenvolvidos normalmente tem histórico de maior tolerância com inflação e banco central com menor credibilidade. O aumento da transparência em países não desenvolvidos pode estar aliado a maior compromisso do banqueiro central no combate à inflação e maior incentivo à busca pela credibilidade.

Já nos países desenvolvidos, grande parte deles possuem bancos centrais independentes que gozam de relativa credibilidade. Para estes banqueiros centrais, cujo nível de transparência é significativamente maior na comparação com não desenvolvidos, o aumento da transparência pode estar mais relacionado à *accountability* e maior eficiência da política monetária, que leva a menor juros para conseguir a mesma inflação. Dessa forma, o impacto marginal da transparência na inflação pode ser menor, ou estatisticamente insignificante.

Figura 2.11: Resultado das estimações: países emergentes

| Painel Emergentes: índice de transparência defasado | | | |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| | EM_Modelo1a b/se | EM_Modelo1b b/se | EM_Modelo1c b/se |
| L.ti_nad | -1.64* (0.86) | -0.17 (0.16) | -1.33*** (0.51) |
| cc_nad | 0.08* (0.05) | 0.06 (0.04) | 0.08* (0.05) |
| rgdp_nad | -0.24** (0.10) | -0.25** (0.12) | -0.05 (0.08) |
| percapit_nad | -1.27 (12.17) | -3.39*** (1.08) | -4.46 (4.14) |
| debt_nad | 0.06 (0.04) | 0.01 (0.02) | 0.06 (0.04) |
| openess_nad | 0.05* (0.03) | -0.01 (0.01) | 0.03 (0.03) |
| L.cpi_nad | 0.02 (0.03) | 0.06 (0.06) | -0.00 (0.04) |
| L2.cpi_nad | | | -0.00 (0.01) |
| cpi_98_9~nad | | 0.04 (0.03) | 0.04 (0.03) |
| Constant | 11.64 (44.11) | 21.59*** (4.66) | 20.09 (14.64) |
| No. of Obs. | 797.0 | 792.0 | 746.0 |

Modelo1a: painel de efeito fixo. Modelo1b: estimação mínimos quadrados ordinários. Modelo1c: painel dinâmico S-GMM.

Alguns estudos destacam a evidência de retornos marginais decrescente da transparência. Dince e Eichengreen (2010) encontram que a transparência afeta negativamente a volatilidade da inflação de forma decrescente - em suas estimações, a variável de transparência ao quadrado é positiva e significativa. Ainda, Ehrmann et al. (2012) avalia que uma vez que a autoridade monetária atingiu certo nível de transparência não observável, o efeito da transparência na dispersão das projeções de inflação desaparece. Em nossas estimações, a variável de transparência ao quadrado não se mostrou estatisticamente significativa (resultados da estimação disponíveis sob solicitação). Contudo, reconhecemos a evidência que pode existir um *threshold* no nível da transparência a partir do qual acréscimos marginais tem efeitos insignificantes no nível da inflação.

As estimações do efeito de cada subíndice de transparência nas inflações de países desenvolvidos e não desenvolvidos podem ser observadas nas figuras 2.13 e 2.14. Em ambos os grupos de países, verificamos que a transparência de política monetária (q4) está associada a menor inflação e é estatisticamente significativa - mesmo efeito observado quando analisamos os dois grupos conjuntamente, na estimação com a amostra completa descrita acima.

Nos países desenvolvidos, podemos observar um efeito contraditório: aumento da transparência de procedimentos (variável q3) está associado a um aumento na inflação de forma estatisticamente significativa no Modelo A (painel de efeito fixo). A transparência de procedimentos está relacionada ao formato das decisões de política monetária: como divulgação de placar de votação e regra de política. Apesar do resultado contra intuitivo do efeito da transparência de procedimentos no nível da inflação, a literatura aponta a relação positiva entre transparência e aumento da previsibilidade das ações da política monetária¹⁴.

Quanto às variáveis de controle, podemos avaliar na figura 2.9 que algumas são significantes: o nível do PIB per capita atua na mesma direção do nível de transparência

¹⁴Vide Swanson(2006) e Gerlach-Kristen (2004).

Figura 2.12: Resultado das estimações: países desenvolvidos

| Painel Desenvolvidos: índice de transparência defasado | | | |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|
| | DM_Modelo1a b/se | DM_Modelo1b b/se | DM_Modelo1c b/se |
| L.ti_ad | -0.31* (0.17) | -0.08 (0.05) | -0.84** (0.42) |
| cc_ad | -0.14*** (0.06) | -0.11** (0.04) | -0.13*** (0.06) |
| rgdp_ad | 0.09* (0.05) | 0.12** (0.05) | 0.07 (0.07) |
| percapita_ad | 4.80 (5.96) | 2.48* (1.44) | 3.11 (6.10) |
| debt_ad | 0.02 (0.01) | -0.01** (0.00) | 0.01 (0.03) |
| openess_ad | -0.01 (0.02) | 0.00 (0.00) | 0.01 (0.03) |
| L.cpi_ad | 0.27*** (0.08) | 0.37*** (0.08) | -0.09 (0.16) |
| L2.cpi_ad | | | -0.24 (0.17) |
| cpi_98_99_ad | | 0.06 (0.04) | 0.21 (0.84) |
| Constant | -18.41 (26.49) | -10.06 (6.45) | -6.18 (22.95) |
| No. of Obs. | 277.0 | 277.0 | 259.0 |

Modelo1a: painel de efeito fixo. Modelo1b: estimação mínimos quadrados ordinários. Modelo1c: painel dinâmico S-GMM.

Figura 2.13: Resultado das estimações em emergentes: os cinco tipos de transparência

| Painel Emergentes: abertura índice de transparência defasado | | | |
|--|---------------------|---------------------|----------------------|
| | EM_Modelo2a b/se | EM_Modelo2b b/se | EM_Modelo2c b/se |
| L.q1_nad | -3.29 (2.75) | -1.06 (0.84) | -0.20 (1.28) |
| L.q2_nad | -0.51 (1.29) | 0.01 (0.73) | -0.27 (1.58) |
| L.q3_nad | 0.49 (1.22) | 0.45 (0.74) | -0.23 (2.11) |
| L.q4_nad | -2.48* (1.41) | -0.95* (0.49) | -2.11** (1.01) |
| L.q5_nad | -2.60 (2.07) | 0.73 (0.70) | -0.22 (1.29) |
| cc_nad | 0.09* (0.04) | 0.05 (0.04) | 0.02 (0.05) |
| rgdp_nad | -0.25*** (0.10) | -0.25** (0.12) | -0.18* (0.10) |
| percapit~nad | 1.82 (12.91) | -3.13*** (1.03) | -3.63 (3.71) |
| debt_nad | 0.05 (0.04) | 0.01 (0.02) | 0.01 (0.04) |
| openess_nad | 0.05 (0.03) | -0.02 (0.02) | -0.01 (0.03) |
| L.cpi_nad | 0.02 (0.03) | 0.06 (0.06) | 0.01 (0.02) |
| cpi_98_9~nad | | 0.04 (0.03) | 0.03 (0.03) |
| Constant | 2.64 (46.68) | 22.02*** (4.80) | -286.54* (146.71) |
| No. of Obs. | 799.0 | 794.0 | 794.0 |

Modelo2a: painel de efeito fixo. Modelo2b: estimação mínimos quadrados ordinários. Modelo2c: painel dinâmico S-GMM.

- quanto maior o nível do PIB per capita, menor o nível da inflação. Essa variável pode ser vista como uma *proxy* do nível de desenvolvimento do país. Naturalmente, países com maior desenvolvimento costumam ter melhores instituições e menor tolerância com a inflação.

Figura 2.14: Resultado das estimações em desenvolvidos: os cinco tipos de transparência

Painel Desenvolvidos: abertura índice de transparência defasado

| | DM_Modelo2a b/se | DM_Modelo2b b/se | DM_Modelo2c b/se |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| L.q1_ad | -0.47 (0.39) | -0.22 (0.18) | -1.64 (4.66) |
| L.q2_ad | -0.48 (0.35) | 0.01 (0.18) | 0.88 (4.19) |
| L.q3_ad | 1.99* (0.97) | -0.15 (0.14) | 0.57 (4.35) |
| L.q4_ad | -1.04*** (0.37) | -0.35 (0.21) | -0.53 (2.24) |
| L.q5_ad | -0.07 (0.47) | 0.25 (0.24) | -1.95 (4.22) |
| cc_ad | -0.16** (0.06) | -0.11** (0.04) | -0.08 (0.09) |
| rgdp_ad | 0.07* (0.04) | 0.12** (0.05) | 0.11 (0.12) |
| percapita_ad | 4.55 (6.05) | 2.22* (1.24) | -3.14 (19.38) |
| debt_ad | 0.02** (0.01) | -0.01** (0.00) | 0.02 (0.04) |
| openess_ad | -0.01 (0.01) | 0.00 (0.00) | -0.01 (0.03) |
| L.cpi_ad | 0.24*** (0.08) | 0.37*** (0.08) | -0.07 (0.21) |
| L2.cpi_ad | | | -0.16 (0.33) |
| cpi_98_99_ad | | | -0.15 (1.31) |
| Constant | -19.30 (26.73) | -8.53 (5.62) | 22.60 (87.78) |
| No. of Obs. | 277.0 | 277.0 | 259.0 |

Modelo2a: painel de efeito fixo. Modelo2b: estimação mínimos quadrados ordinários. Modelo2c: painel dinâmico S-GMM

2.6 Conclusão

Observamos ao longo da últimas décadas uma importante evolução na comunicação dos bancos centrais ao redor do mundo. A política monetária deixou de ser obscura e hoje a transparência é considerada uma importante ferramenta de trabalho para muitos banqueiros centrais. A transparência atua no sentido de criar incentivos para manter ou estabelecer a credibilidade da autoridade monetária, controlar as expectativas, permitir *accountability* e reduzir assimetria de informação entre os agentes da economia, dentre outros. Acredita-se que maior transparência e comunicação estão relacionados com maior efetividade da política monetária.

O presente trabalho analisou os efeitos da transparência na inflação, utilizando dados em painel com 100 países no período de 1998 a 2011. A estimação do efeito da transparência na inflação enfrenta um problema de variável omitida, uma vez que características não observáveis de um país podem levar tanto à maior transparência, quanto à menor inflação. Nesse sentido, para controlar o problema de endogeneidade utilizamos três metodologias diferentes: um painel de efeito fixo, uma estimação de mínimos quadrados ordinários e estimação de painel dinâmico desenvolvido por Arellano-Bover e Blundell-Bonds.

Os resultados apontam que há evidências de que países com maior nível de transparência possuem menor inflação. Ainda, quando analisado de forma desagregada, o subitem transparência de política monetária é o mais frequentemente significativo nas estimações. Ou seja, a transparência relacionada a explicações tempestivas da decisão de política monetária e sinalização sobre a trajetória de juros futura por parte da autoridade monetária possui maior efeito sobre o nível da inflação do que os demais tipos de transparência.

Quando estimamos em duas amostras separadas, países desenvolvidos vs. não desenvolvidos, os resultados são bastante distintos. As estimações apontam que em países não desenvolvidos o efeito da transparência sobre a inflação é altamente significativo e que países que possuem maior nível de transparência apresentam menor inflação. Por outro lado, os resultados não se sustentam na amostra de países desenvolvidos. Acreditamos que esse resultado decorre do fato de que grande parte dos bancos centrais de países desenvolvidos já possuem relativa credibilidade. Neste sentido, o aumento da transparência pode estar mais relacionado à *accountability* e maior eficiência da política monetária, que implica menor taxa de juros para obter determinado nível de inflação. Enquanto em países emergentes, o aumento da transparência pode sinalizar que haverá maior combate à inflação e busca por credibilidade, influenciando assim não só o nível de inflação como também as expectativas.

Bibliografia

- [1] Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.
- [2] Blinder, Alan S. (1999). Central bank credibility: why do we care? How do we build it. *National bureau of economic research*, No. w7161.
- [3] Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- [4] Brito, Ricardo D., & Brianne Bystedt (2010). Inflation targeting in emerging economies: Panel evidence. *Journal of Development Economics* 91.2 (2010): 198-210.
- [5] Demertzis, M., & Hallett, A. H. (2007). Central bank transparency in theory and practice. *Journal of Macroeconomics* 29.4 (2007): 760-789.
- [6] Dincer, N., & Eichengreen, B. (2010). Central bank transparency: causes, consequences and updates. *Theoretical Inquiries in Law*, 11(1), 75-123.
- [7] Dincer, N. N., & Eichengreen, B. (2014). Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures. *International Journal of Central Banking*, 10(1), 189-259.
- [8] Ehrmann, M., Eijffinger, S., & Fratzscher, M. (2012). The role of central bank transparency for guiding private sector forecasts. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114(3), 1018-1052.
- [9] Eijffinger, S. C., & Geraats, P. M. (2006). How transparent are central banks? *European Journal of Political Economy*, 22(1), 1-21.
- [10] Frankel, J. (2011). Monetary policy in emerging markets. *Handbook of Monetary Economics*, 3, 1439-1520.
- [11] Geraats, P. M. (2009). Trends in monetary policy transparency. *International Finance*, 12(2), 235-268.
- [12] Gerlach-Kristen, P. (2004). Is the MPC's voting record informative about future UK monetary policy? *The Scandinavian Journal of Economics*, 106(2), 299-313.

- [13] Gonçalves, C. E. S., & Carvalho, A. (2009). Inflation targeting matters: evidence from OECD economies' sacrifice ratios. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(1), 233-243.
- [14] Gonçalves, C. E. S., & Salles, J. M. (2008). Inflation targeting in emerging economies: What do the data say? *Journal of Development Economics*, 85(1), 312-318.
- [15] Mishkin, F. S. (2004). Can central bank transparency go too far? *National Bureau of Economic Research*, No. w10829.
- [16] Morris, S. & Shin, H. (2002). Social value of public information. *The American Economic Review* 92(5), 1521-1534.
- [17] Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1417-1426.
- [18] Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2015). Central bank transparency and the interest rate channel: Evidence from emerging economies. *Economic Modelling*, 48, 167-174.
- [19] Siklos, P. L. (2011). Central bank transparency: another look. *Applied Economics Letters*, 18(10), 929-933. Siklos, P. L. (2013). Sources of disagreement in inflation forecasts: an international empirical investigation. *Journal of International Economics*, 90(1), 218-231.
- [20] Swanson, E. T. (2006). Have increases in Federal Reserve transparency improved private sector interest rate forecasts? *Journal of Money, Credit, and banking*, 38(3), 791-819.
- [21] Van der Cruijsen, C. A., Eijffinger, S. C., & Hoogduin, L. H. (2010). Optimal central bank transparency. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1482-1507.

2.A Descrição metodológica do índice de transparência

Nesta seção descrevemos a construção do índice de transparência utilizado neste trabalho. O índice é uma soma de quinze questões (agrupadas em cinco tipos de transparência) e vai de zero a quinze.

Q1. Transparência política

- (A) Existe declaração formal do(s) objetivo(s) da política monetária, com explícita prioridade em caso de múltiplos equilíbrios?
Não existe objetivo(s) formal(is) = 0.
Múltiplos objetivos sem prioridade = 1/2.
Um objetivo primário, ou múltiplos objetivos com prioridade = 1.
- (B) Existe quantificação do objetivo principal?
Não = 0.
Sim = 1.
- (C) Existe algum contrato explícito, ou arranjo institucional entre a autoridade monetária e o governo?
Não há Banco Central ou nenhum arranjo institucional = 0.
Banco Central sem independência explícita de instrumento ou nem contrato = 1/2.
Banco Central com independência explícita de instrumento ou contrato = 1.

Q2. Transparência econômica

- (A) Os dados econômicos relevantes para a condução de política monetária estão disponíveis publicamente (São cinco as principais variáveis: oferta de moeda, inflação, PIB, taxa de desemprego e utilização de capacidade instalada.)?
Séries trimestrais, para no máximo duas das cinco variáveis = 0.
Séries trimestrais para três ou quatro das cinco variáveis = 1/2.
Séries trimestrais para as cinco variáveis = 1.
- (B) O Banco Central divulga os modelos macroeconômicos utilizados em suas análises de política?
Não = 0.
Sim = 1.
- (C) O Banco Central publica regularmente suas próprias projeções macroeconômicas?
Não há divulgação de projeção numérica de PIB nem de inflação = 0.

Projeção numérica para inflação e/ou pib publicada ao menos trimestralmente = 1/2.

Projeções numéricas trimestrais para inflação e pib para o médio prazo (um ou dois anos a frente), especificando as hipóteses do instrumento de política (projeções condicionais ou não condicionais) = 1.

Q3. Transparência de procedimento

- O Banco Central provê explicações explícita da regra de política ou estratégia que descreve seu framework de política monetária?

Não = 0.

Sim = 1.

- O Banco Central divulga descrição ampla das deliberações de política dentro de tempo razoável?

Não, ou com elevada defasagem (mais de oito semanas) = 0.

Sim, uma ata detalhada, ou explicações, incluindo argumentos passados e prospectivos = 1.

- O Banco Central expõe de que forma cada decisão no nível operacional foi atingida?

Não há publicação dos votos, ou apenas de forma defasada (mais de oito semanas da data da decisão) = 0.

Divulga o placar de votação, sem registro nominal da votação = 1/2.

Há a publicação da votação individual, ou a decisão de um único banqueiro central = 1.

Q4. Transparência de política monetária

- (A) As decisões de ajuste no principal instrumento de política ou meta são anunciadas prontamente?

Não, ou depois do dia em que a decisão foi tomada = 0.

Sim, no dia da implementação = 1.

- (B) O Banco Central divulga explicações quando anuncia as decisões de política?

Não = 0.

Sim, quando há mudança de decisão, ou apenas superficialmente = 1/2.

Sim, em todas as decisões, com sinalização forward-looking = 1.

- (C) O Banco Central divulga de forma explícita as inclinações de política após cada reunião, ou indicações explícitas das prováveis ações futuras de política monetária (pelo menos trimestralmente)?

Não =0.

Sim =1.

Q5. Transparência operacional

- (A) O Banco Central avalia regularmente em que medida as principais metas tem sido atingidas?

Não, ou não muito frequentemente (com frequência superior à anual) = 0.

Sim, mas sem explicar desvios significantes = 1/2.

Sim, considerando desvios significantes da meta (se houver algum), ou reconhecendo o controle (quase) perfeito sobre o principal instrumento/meta = 1.

- (B) O Banco Central divulga regularmente informações de distúrbios (não antecipados) macroeconômicos que afetam a transmissão da política monetária?

Não, não frequentemente = 0.

Sim, mas apenas previsões de curto prazo, ou análises da situação macroeconômica corrente (pelo menos trimestralmente) = 1/2.

Sim, divulga também discussão de erros de previsão passados (pelo menos anualmente) = 1.

- (C) O Banco Central regularmente publica avaliações do resultado da política sob a luz de seus objetivos macroeconômicos?

Não, não frequentemente (frequência maior que a anual) = 0.

Sim, mas apenas superficialmente = 1/2.

Sim, com explícita análise da contribuição da política monetária em atingir os objetivos.

2.B Testes

Testes AR e de Hansen

Neste apêndice são reportados os testes AR e de Hansen para os modelos de painel dinâmico S-GMM.

Amostra completa: Painel com índice de transparência defasado

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.98 Pr > z = 0.003
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.57 Pr > z = 0.569
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(248) = 631.80 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(248) = 70.43 Prob > chi2 = 1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)
```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```
Hansen test excluding group:      chi2(212) = 73.14 Prob > chi2 = 1.000
Difference (null H = exogenous): chi2(36)   = -2.71 Prob > chi2 = 1.000
```

Tests AR e de Hansen para modelo S-GMM

Amostra completa: Painel com abertura do índice de transparência defasado

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.94 Pr > z = 0.003
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.23 Pr > z = 0.820
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(540) = 627.41 Prob > chi2 = 0.005
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(540) = 68.92 Prob > chi2 = 1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)
```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```
Hansen test excluding group:      chi2(467) = 62.67 Prob > chi2 = 1.000
Difference (null H = exogenous): chi2(73)   = 6.25 Prob > chi2 = 1.000
```

Tests AR e de Hansen para modelo S-GMM

Países emergentes: Painel com índice de transparência defasado

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.76 Pr > z = 0.006
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.14 Pr > z = 0.890
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(247) = 318.50 Prob > chi2 = 0.001
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(247) = 40.36 Prob > chi2 = 1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)
```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```
Hansen test excluding group:      chi2(211) = 46.33 Prob > chi2 = 1.000
Difference (null H = exogenous): chi2(36)   = -5.97 Prob > chi2 = 1.000
```

Tests AR e de Hansen para modelo S-GMM

Países Emergentes: Paineis com abertura do índice de transparência defasado

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.90  Pr > z =  0.004
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.25  Pr > z =  0.805

```

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(504)  = 568.81  Prob > chi2 =  0.024
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(504)  =  35.62  Prob > chi2 =  1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)

```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```

Hansen test excluding group:      chi2(433)  =  36.51  Prob > chi2 =  1.000
Difference (null H = exogenous):  chi2(71)   =  -0.89  Prob > chi2 =  1.000

```

Tests AR e de Hansen para modelo S-GMM

Países desenvolvidos: Paineis com índice de transparência defasado

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =      .  Pr > z =      .
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.40  Pr > z =  0.163

```

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(206)  = 245.89  Prob > chi2 =  0.030
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(206)  =   1.73  Prob > chi2 =  1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)

```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```

Hansen test excluding group:      chi2(172)  =   1.73  Prob > chi2 =  1.000
Difference (null H = exogenous):  chi2(34)   =  -0.00  Prob > chi2 =  1.000

```

Tests AR e de Hansen para modelo S-GMM

Países Desenvolvidos: Paineis com abertura do índice de transparência defasado

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =   0.13  Pr > z =  0.899
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.05  Pr > z =  0.961

```

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(260)  = 285.37  Prob > chi2 =  0.134
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(260)  =   0.00  Prob > chi2 =  1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)

```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```

Hansen test excluding group:      chi2(202)  =   0.00  Prob > chi2 =  1.000
Difference (null H = exogenous):  chi2(58)   =  -0.00  Prob > chi2 =  1.000

```

Tests AR e de Hansen para modelo S-GMM

Capítulo 3

Projetando o IPCA: uma comparação entre modelos de frequência mista e de fatores

Resumo

Ao longo dos últimos anos, diversos modelos de projeções de inflação foram sugeridos. Em adição aos modelos tradicionais de séries de tempo, novas abordagens permitem o uso de um grande número de variáveis e a incorporação de amostras em diferentes frequências na mesma estimação sem que haja sobreparametrização. Comparamos a capacidade de projetar a inflação ao consumidor no Brasil (IPCA) fora da amostra de três metodologias: o MIDAS, um VAR aumentado com fatores (FAVAR) e um modelo de frequência mista e fatores dinâmicos de *nowcast*. Estimamos os modelos em janelas de quatro anos, com a previsão fora da amostra para o ano seguinte e horizonte de previsão um passo mês à frente. As projeções realizadas com o MIDAS são muito mais acuradas do que àquelas estimadas pelo FAVAR e pelo *nowcast*, e todas as três metodologias se mostraram superiores ao AR(1).

Palavras-chave: transparência, comunicação, política monetária, inflação, painel.

Classificação JEL: C53, E31, E37.

3.1 Introdução

Projetar inflação é uma tarefa bastante importante para agentes públicos e privados. Em contratos de longo prazo, como relações no mercado de trabalho e empréstimos financeiros, projetar a evolução dos preços é fundamental no processo decisório, uma vez que a surpresa inflacionária pode ter efeitos distributivos entre as partes. A inflação corrente e a expectativa de inflação também são objeto de análise do banco central. Por ter como objetivo a estabilidade da inflação, desvios na trajetória esperada de inflação tendem a influenciar decisões de política monetária e, conseqüentemente, a atividade econômica. A inflação afeta também o mercado financeiro; seus preços, desde a taxa de câmbio a taxas de juros, e retornos

e conseqüentemente a decisão de alocação de recursos. Em função disso, a previsão da trajetória futura de preços é fundamental para o mercado privado e os analistas investem energia e recursos buscando previsões de inflação cada vez mais acuradas.

Ao longo dos últimos anos, diversos modelos de projeções de inflação foram sugeridos. Em adição aos modelos tradicionais de séries de tempo, novas abordagens permitem o uso de um grande número de variáveis sem que haja sobreparametrização e a incorporação de amostras em diferentes frequências na mesma estimação. Neste trabalho, procuramos avaliar qual tipo de metodologia é melhor para prever a inflação de curto prazo no Brasil.

O presente trabalho compara a capacidade de previsão de curto prazo fora da amostra do índice de inflação ao consumidor, IPCA, de três metodologias: o MIDAS, um VAR aumentado com fatores (FAVAR) e um modelo de frequência mista e fatores dinâmicos de *nowcast*.

As regressões MIDAS (*mixed data sampling*), desenvolvidas por Ghysels et al. (2004, 2007), permitem a incorporação de diferentes frequências nas estimações de forma parcimoniosa. Uma das formas tradicionais de abordar a diferença de frequências nas amostras é a agregação dos dados em média aritméticas simples (um único coeficiente) ou a incorporação dos componentes individuais de alta frequência - com coeficientes diferentes para cada componente. Nessas formas tradicionais, pode haver subutilização das informações disponíveis ou um número excessivo de parâmetros. O modelo MIDAS utiliza polinômios defasados e mecanismos de ponderações de forma a reduzir o número de parâmetros a serem estimados. Assim, assume-se que a variável de baixa frequência de interesse responde às variáveis de alta frequência seguindo *distributed lag polynomial*.

Já o FAVAR (*fator augmented vector regression*) apresentado por Bernanke, Boivin e Elias (2005) originalmente para mensurar as funções de impulso resposta da política monetária nas principais variáveis macroeconômicas, combina modelos de fatores dinâmicos com a estrutura do VAR. Ao utilizar modelos de fatores, o FAVAR é capaz de resumir grande número de variáveis em poucos fatores comuns, contribuindo para a parcimônia da estimação. A abordagem não permite o uso de diferentes frequências.

Por fim, o terceiro modelo estimado utiliza o arcabouço do *nowcast* proposto por Modugno (2013). A abordagem proposta permite a estimação do modelo de fatores dinâmicos em frequência mista em um único arcabouço. A estimação é feita na frequência diária com observações faltantes em uma representação de espaço de estado. Depois que os fatores são estimados, é utilizado o filtro de *Kalman* para estimar o fim da amostra, a fim de termos um painel balanceado.

Estimamos os modelos em janelas de quatro anos, com a previsão fora da amostra para o ano seguinte e horizonte de previsão um passo à frente, ou seja, projetamos o IPCA do mês seguinte($t+1$). Comparamos o desempenho dessa estimação fora da amostra dos três modelos com um modelo *naïve* AR(1), para os meses de janeiro de 2012 a janeiro de 2017. Como métrica de comparação dos erros, utilizamos a raiz quadrada da média dos erros quadrados de previsão (RMSFEs).

Os resultados apontam que as projeções realizadas com a tecnologia MIDAS são muito mais acuradas do que àquelas estimadas pelo FAVAR e pelo *nowcast*, e todas as três metodologias se mostraram superiores ao AR(1). Quando consideramos todo o período de análise, o melhor modelo MIDAS estimado registrou erro (RMSFEs) de 0,106 nas previsões um passo à frente, o melhor FAVAR 0,225, o melhor *nowcast* 0,268 enquanto o AR(1) obteve

erro de 0,307.

Já na comparação dos erros nas previsões por ano, percebemos que houve piora significativa na capacidade preditiva nos modelos anos de 2015 e 2016. Embora todos os modelos estimados tenham apresentado essa deterioração, os modelos FAVAR e *nowcast* tiveram o pior desempenho, com alta em média de 90% nos erros (RMSFEs) nos anos de 2015 e 2016 em comparação com o período de 2012 a 2014. Já o MIDAS e o AR(1) apresentaram deterioração de aproximadamente 30% e 20% respectivamente.

Por fim, vale destacar que observamos ganhos de acurácia na combinação de projeções: a média simples das projeções possui erro menor do que as projeções individuais realizadas em cada estimação. Podemos notar que a média aritmética simples das previsões dos modelos MIDAS possui maior acurácia a partir de 2013 do que o melhor MIDAS estimado. O mesmo pode ser observado nos modelos FAVAR e *nowcast*.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a seguir são avaliados os principais pontos e resultados da literatura, na seção 3.3 são discutidos os aspectos metodológicos, na seção 3.4 os dados, estimações e resultados e seguinte conclui.

3.2 Literatura

Em um trabalho seminal Giannone et al. (2008) desenvolvem uma metodologia para estimar o crescimento do PIB no trimestre corrente (*nowcasting*), e atualizar à medida em que os indicadores de curto prazo são divulgados, utilizando um grande número de variáveis. Com cerca de 200 indicadores econômicos dos EUA, comumente utilizados para projeções de curto prazo, os autores estimam um modelo de fatores dinâmico em duas etapas, combinando as técnicas de componentes principais com filtro de *Kalman*. No primeiro passo extraem os fatores comuns via componentes principais da base truncando na informação menos tempestiva de forma a ficar balanceada. Com o objetivo de explorar todos os indicadores, os autores utilizam no segundo passo as técnicas do filtro de *Kalman* para computarem recursivamente o valor esperado dos fatores comuns e obterem assim o conjunto de dados balanceados no final da amostra. O trabalho ainda mostra a relevância das informações intra trimestre na acurácia da previsão. Conforme novos indicadores vão sendo divulgados, o conjunto informacional daquele trimestre aumenta, elevando assim a acurácia do *nowcast*.

Desde então, diversos autores utilizaram a metodologia de fatores dinâmicos e filtro de *Kalman* para estimar o *nowcast* do PIB para diversos países. Angelini et al. (2010) estimam um modelo para o PIB da Zona do Euro e seus componentes sob a ótica demanda. Os autores concluem que, para o PIB da Zona do Euro, as estimações com modelo de fatores dinâmicos são mais eficientes que outras formas de modelagem (como modelos de séries trimestrais e "*bridge equations*").

Outros, apresentaram modificações na metodologia original. Banbura e Modugno (2010) fazem a estimação dos fatores dinâmicos por meio de quasi-maximaverossemilhança para projetar o PIB da Zona do Euro. Segundo os autores, a metodologia desenvolvida por Giannone et al.(2008) não pode ser facilmente aplicada a um painel de frequência mista, uma vez que os fatores são extraídos por componentes principais dos indicadores mensais e convertidos para a frequência trimestral, enquanto a abordagem via máxima verossimilhança

é capaz de lidar com diferentes frequências. Os autores estimam o PIB da Zona do Euro a partir de indicadores mensais e trimestrais. Apesar de a inclusão de novos indicadores não aumentar a acurácia da previsão quando comparada com a metodologia de Giannone et al. (2008), os autores destacam que a estimação do PIB via máxima verossimilhança possui elevada correlação com os valores efetivos observados no passado.

A literatura de *nowcast* do PIB motivou também a aplicação na estimação de inflação ao consumidor. Lenza e Warmedinger (2011) aplicam o modelo de fatores para estimar a inflação ao consumidor na Zona do Euro a partir de dados diários, semanais e mensais. A agregação dos indicadores de alta frequência é realizada via modelos autorregressivos, em que são projetadas as observações faltantes nas variáveis diárias e semanais e, posteriormente, agregadas mensalmente. Em um segundo passo, é utilizado um modelo de fatores para sumarizar as informações e estimar a inflação.

Modugno (2013) aplica a metodologia de Banbura e Modugno (2010) para estimar o *nowcast* da inflação ao consumidor nos EUA. Diferente dos modelos de *nowcast* tradicionais, Modugno também utiliza diferentes frequência (diária, semanal e mensal) em um único *framework*: um modelo de fatores dinâmicos estimado com a frequência diária, em que as observações faltantes estão representadas via espaço de estado. Para agregar os fatores diários utiliza coeficientes variantes no tempo. Os resultados apontam que a inclusão de variáveis de alta frequência, em especial preços de energia de matéria bruta (*raw material*), aumenta a acurácia das previsões de inflação. O autor conclui também que a inclusão de variáveis financeiras não aumenta a acurácia das previsões, o que poderia ser explicado pelo fato que variáveis financeira são muito voláteis e levam a revisões em diferentes direções.

Por outro lado Ghysels et al. (2004, 2007) apresentam metodologia alternativa para enfrentar o problema de frequências mistas. O denominado MIDAS (*Mixed Data Sampling*) consiste em regressões de séries temporais que permitem que a variável dependente e as independentes possuam frequências diferentes. Diferente do observado nas metodologias acima, nas regressões MIDAS, a variável dependente é utilizada nas regressões de forma defasada em um polinômio. Vale destacar também que, para lidar com o problema de amostra desbalanceada no final, a solução dentro deste arcabouço pode ser realinhar os dados até a última informação disponível ou truncar o conjunto informacional na data em que há todas as informações disponíveis. O que não ocorre no *framework* de Modugno (2013), uma vez que o uso do filtro de *Kalman* permite o uso desbalanceado em virtude da estimação de final de amostra.

Embora o foco original do MIDAS fosse a estimação de volatilidade, alguns trabalhos utilizam a metodologia desenvolvida por Ghysels et al. (2004,2007) para projetar variáveis econômicas trimestrais a partir de indicadores mensais. Clements e Galvão (2009), por exemplo, projetam o PIB dos EUA a partir de indicadores antecedentes utilizando o MIDAS. Já Monteforte e Moretti (2013) estimam a inflação ao consumidor da Zona do Euro a partir de dados diários financeiros e mensais em dois passos: em um primeiro momento estimam os fatores comuns e posteriormente as regressões do MIDAS. Os autores concluem que a inclusão de informações diárias contribui para a redução os erros de previsão quando consideramos apenas as informações mensais.

Estimativas para países emergentes são ainda pouco frequentes. Podemos destacar Gómez-Zamudio e Ibarra (2017), que avaliam o papel de variáveis financeiras de alta frequência

na previsão de curto prazo do PIB trimestral do México. Os autores defendem que variáveis financeiras (como curva de juros, câmbio, preço de ações) costumam ser *forward looking* e potencialmente conter informações relevante para projeção. Para estimar o PIB trimestral utilizam modelo de frequência mista: o MIDAS (*mixed data sampling*), aliado a um modelo de fatores para resumir a informação das 329 séries diárias. Os autores extraem cinco fatores, um para cada grupo das séries diárias e estimam cinco modelos. Posteriormente combinam as projeções geradas, em que o peso é inversamente proporcional à raiz do erro quadrado médio de previsão do modelo. Os resultados apontam que há ganhos de acurácia quando incluídas os dados diários do mercado financeiro.

Maji e Das (2016) utilizam o modelo de *Mixed Data Sampling* (MIDAS) autorregressivo para estimar a inflação mensal na Índia utilizando dados diários da inclinação da curva de juros, particularmente os *spreads* entre títulos de 10 e 3 anos do Tesouro. Os resultados apontam que há ganhos de acurácia na previsão ao estimar do modelos MIDAS em comparação com a agregação tradicional das variáveis de alta frequência em média diária. Li et al. (2015) também fazem uso da modelagem MIDAS para projetar a inflação ao consumidor da China a partir de informações de busca disponibilizados pelo *Google trends* em alta frequência, agregados em um índice. Segundo os autores, o índice construído a partir das informações do site de busca refletem a opinião dos agentes sobre a dinâmica de preços no país. Ainda, destacam que as palavras "preço" e "aumento de preços" são positivamente correlacionadas com o índice de inflação ao consumidor. Os resultados apontam que a incorporação destas informações melhoram a acurácia das previsões fora da amostra e os modelos possuem melhor desempenho que os tradicionais.

Para o Brasil, Bragoli et al. (2014) utilizam um modelo de fatores dinâmicos para fazer o *nowcast* do crescimento do PIB a partir de indicadores macroeconômicos mensais. Os autores apresentam um modelo de *nowcast* seguindo Banbura e Modugno (2014) e comparam com as projeções do Focus. Os resultados apontam que o *nowcast* é um pouco melhor que as projeções do Focus nas projeções fora da amostra.

As estimações de *nowcast* de inflação para emergentes é ainda mais restrita. Funke et al. (2014) estimam a inflação ao consumidor na China em um modelo de frequência mista de fatores dinâmicos e filtro de *Kalman* com dados diários, semanais, mensais e trimestrais. Os autores destacam que as variáveis de *commodities* diárias, em especial os preços de alimentos, são relevantes para a estimação, conforme já esperado. Por outro lado, apontam que o agregado monetário M2 não é estatisticamente significativo. Ainda, apontam que o *tracking* da inflação é capaz de antecipar os movimentos no índice oficial com cerca de quatro meses de antecedência.

Garcia et al. (2017) utilizam modelos de alta dimensão (*high dimensionals*) e *machine learning* para projetar a inflação ao consumidor no Brasil em tempo real. Os autores comparam a capacidade preditiva de diversos modelos com as projeções dos analistas medida pelo Focus. São avaliados modelos de fatores, LASSO e a técnica de *complete subset regression* - *CSR*. Os resultados apontam que, para horizonte de previsão de curto prazo, o melhor modelo é o LASSO, que possui a mesma assertividade que os analistas. Já para horizontes de previsão mais longos (acima de três meses), o modelo CSR possui não só desempenho melhor do que os analistas, mas também entre os demais modelos analisados.

Bernanke, Boivin e Elias (2005) desenvolvem uma metodologia capaz de aliar os benefícios

dos modelos de fatores dinâmicos com a metodologia do VAR. Originalmente desenhado para avaliar funções de impulso resposta de choques na política monetária, o denominado FAVAR (*factor augmented vector regression*) combina a estrutura do VAR com modelos de fatores, sendo capaz de resumir um grande número de variáveis em poucos fatores comuns. Ainda, a estrutura do VAR permite o uso defasados das variáveis de interesse – diferente da metodologia proposta por Modugno (2013), que utiliza apenas as variáveis no tempo corrente. A diferença em relação à proposta de Modugno (2013) ocorre na frequência dos inputs: enquanto a metodologia proposta por Modugno (2013) permite o uso de frequência mista, o FAVAR utiliza variáveis apenas em uma frequência. Aliado ao FAVAR, extensões como FAVAR com parâmetros variantes no tempo (TVP-FAVAR), *Factor-augmented Error Correction Model* (FECM) têm sido utilizadas para a projeção de diversos indicadores macroeconômicos.

Alguns trabalhos comparam a capacidade preditiva de diversos modelos para as principais variáveis macroeconômicas, especialmente inflação e Produto Interno Bruto. Contudo, nenhum compara modelos de frequência mista.

Faust e Wright (2009) comparam diversos modelos de previsão ateóricos de PIB e inflação com as previsões do banco central dos EUA, divulgadas no *Greenbook*. Os autores analisam modelos tanto que incorporam um grande número de variáveis quanto pequenos univariados, utilizando dados em tempo real, ou seja, sem revisão. Os resultados apontam que o *Greenbook* possui boas previsões tanto de inflação quanto de PIB. Para as previsões de inflação, embora as previsões do *Greenbook* sejam mais acuradas para o trimestre corrente, em horizontes mais longos, os melhores modelos ateóricos possuem desempenho semelhante. O destaque positivo coube ao *Bayesian model averaging*, que possui o menor erro de previsão entre todos os modelos analisados e, em horizontes mais longos, tem desempenho semelhante ao *Greenbook*. Por outro lado, que os modelos de fatores (FAVAR, FAVAR integrado, fatores dinâmicos, autorregressivo com fatores aumentados) tiveram fraco desempenho. Já para o PIB os modelos mais simples, univariados, se destacam positivamente - encontram que nenhum modelo supera um AR univariado, enquanto os modelos de fatores apresentam os piores desempenhos.

Barnett et al. (2014) comparam uma ampla gama de modelos de mudança de regime, com parâmetros variantes no tempo para a projeção de inflação e PIB no Reino Unido. Os autores destacam que permitir que os parâmetros variem traz relevantes ganhos de acurácia nas previsões de inflação. O destaque positivo coube ao FAVAR com parâmetros variantes no tempo (TVP-FAVAR), que possui a maior acurácia dentre os modelos estudados no horizonte um ano a frente e menor erro de previsão 14 % inferior ao modelo AR(p). Quanto às previsões do PIB, os melhores desempenhos couberam aos modelos de VAR com janela móvel e VAR com parâmetros variantes no tempo.

Para o Brasil, Caldeira, Moura e Santos (2015) estimam modelos de vetores autorregressivos com parâmetros variantes no tempo e efeitos heterocedásticos (TVP-VAR) para projetar as principais variáveis macroeconômicas: inflação (IPCA), taxa de juros (Selic) e um indicador mensal do PIB (IBC-BR). Os autores comparam os resultados da previsão com os modelos VAR Bayesiano (BVAR) e VAR aumentado com fatores (FAVAR). Os resultados apontam que as especificações do modelo TVP-VAR estão sempre no conjunto de melhores modelos, independente da variável ou horizonte de previsão. Para o caso específico da inflação, no horizonte de curto prazo (um passo a frente) o modelo BVAR possui melhor desempenho. Já para previsões mais longas as estimações geradas pelo TVP-VAR são as mais acuradas

entre os modelos estimados.

Chan (2009) compara alguns modelos de previsão de inflação para o Brasil. A autora analisa o período de 1999 a 2008 e concluem que, para previsão no curto prazo, modelos com pouca informação (como um passeio aleatório, ARIMA e GARCH) possuem melhor capacidade preditiva do que modelos como a Curva de *Philips* e VAR.

3.3 Metodologia

3.3.1 Metodologia *Nowcast*

Seguindo Modugno (2013), utilizamos um modelo de fatores dinâmicos em uma amostra de frequência mista, com informações diárias, semanais e mensais. O modelo de fatores permite resumir as informações em poucos componentes não observáveis, que são capazes de capturar a correlação entre os dados. Assim, é possível utilizar um grande número de informações e evitar a sobreparametrização do modelo.

Os dados são modelados em dias úteis com observações *missing*, em uma representação de espaço de estado. Para a estimação dos fatores, utilizamos a metodologia proposta por Banbura e Modugno (2010), baseada no algoritmo chamado *Expectation Maximization* que será explicado com mais detalhes na seção 3.2. Depois que os fatores são estimados, utilizamos o filtro de *Kalman* para estimar o final da amostra, a fim de termos um painel balanceado.

O modelo de fatores

A representação tradicional de um modelo de fatores dinâmicos é dada por:

$$y_t = C f_t + \epsilon_t \quad (3.1)$$

Em que y_t é o vetor de observações $n \times 1$, C é a matriz de *loadings* dos fatores de dimensão $n \times r$, uma vez que podemos reescrever o conjunto de variáveis explicativas X_t como $X_t = C f_t$. ϵ_t é o vetor de componentes idiossincráticos com $\epsilon_t \sim iid(0, \Sigma)$ e f_t é um vetor $r \times 1$ de componentes não observáveis que segue a seguinte dinâmica:

$$f_t = A(L) f_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

Em que A é uma matriz de dimensão $r \times r$ e $+u_t \sim iid(0, Q)$

Expectation-Maximization (EM) algorithm

A representação do modelo de fatores dinâmicos pode ser estimada de diversas formas. A escolha do algoritmo *Expectation Maximization* proposto por Banbura e Modugno (2010) atende a dois objetivos: (i) lidar com uma amostra de frequência mista e (ii) permite a imposição de restrição em alguns parâmetros. Modelamos as variáveis de baixa frequência (mensais) como variáveis de alta frequência (diária) com observações faltantes. Adicionalmente, por meio do algoritmo é possível impor restrição aos parâmetros de forma

que C , A , Q e $\Sigma = \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_n)$. Segundo Banbura e Modugno (2010) é possível reescrever y_t como

$$y_t = W_t y_t + (I_n - W_t) y_t \quad (3.3)$$

Em que W_t é uma matriz diagonal de tamanho n , em que o i -ésimo elemento da diagonal é igual a zero caso $y_{i,t}$ esteja *missing* e 1 caso contrário e I_n é a matriz identidade de tamanho n .

O algoritmo proposto por Banbura e Modugno (2010) é uma generalização para o caso de dados faltantes da metodologia proposta por Watson e Engle (1983)¹. A ideia fundamental do algoritmo é escrever a verossimilhança como se os dados estivessem completos e iterar em dois passos. No primeiro passo, o *Expectation Step*, as informações faltantes (*missing data*) são preenchidas na verossimilhança. Enquanto no segundo passo, *Maximization Step*, estas estimativas são reestimadas e otimizadas.

Sob algumas condições de regularidade, o algoritmo EM converge para o máximo local na verossimilhança. A log-verossimilhança conjunta de y_t e f_t , com $t = 1, \dots, T$ é dada por $l(Y; F; \theta)$, em que $Y = [y_1, \dots, y_T]$ $F = [f_1, \dots, f_T]$ e θ são os parâmetros dos modelos das equações (1) e (2). Uma vez que algumas observações de y_t podem estar faltantes, o conjunto informacional $\Omega_T \leq Y$.

1. 1º Passo *E*: a expectativa da log-verossimilhança dos dados é calculada utilizando estimações da iteração anterior $\theta(j)$:

$$L(\theta, \theta(j)) = \mathbb{E}_{\theta(j)}[l(Y, F; \theta) | \Omega_T]$$

2. 2º Passo *M*: os parâmetros são re-estimados por meio da maximização da log-verossimilhança em relação a θ

$$\theta(j+1) = \underset{\theta}{\operatorname{argmax}} L(\theta, \theta(j))$$

A estimação

A base de dados é separada em três grupos de variáveis: diários (d), semanais (w) e mensais (m). Transformamos as variáveis em *log* e utilizamos a diferença dos *logs*, conforme descrição abaixo:

1. $Y_t^{(m)}$ é o logaritmo da série mensal Y no mês m e no dia t . Entre uma divulgação e outra, existem k_m dias úteis, o que normalmente varia de 15 a 23 dias, dependendo do mês m .
2. $Y_t^{(w)}$ é o logaritmo da série semanal Y na semana w e no dia t . Existem k_w dias úteis entre as divulgações da variável Y .
3. $Y_t^{(d)}$ é o logaritmo da série diária Y , observada em cada dia t .

¹Doz, Giannone e Reichlin (2006) mostram que o EM é um algoritmo válido e robusto para estimar o modelo de fatores.

A partir dos *logs*, definimos o vetor de variáveis como $y_t = [y_t^m, y_t^w, y_t^d]$ como:

1. $y_t^m = [Y_t^{(m)} - Y_{t-k_m}^{(m)}] \times 100$ é a variação mensal para as séries mensais.
2. $y_t^w = [Y_t^{(w)} - Y_{t-k_w}^{(w)}] \times 100$ é o crescimento semanal da série com periodicidade semanal.
3. $y_t^d = [Y_t^{(d)} - Y_{t-1}^{(d)}] \times 100$ é a variação diária para as séries com frequência diária.

Uma vez que temos uma amostra de frequência mista, é preciso ajustar a representação geral de fatores dinâmico descrita nas equações (1) e (2). Seguindo Modugno (2013), a representação em espaço de estado é dada por:

$$\begin{bmatrix} y_t^m \\ y_t^w \\ y_t^d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_m & 0 & 0 \\ 0 & C_w & 0 \\ 0 & 0 & C_d \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t^{(m)} \\ f_t^{(w)} \\ f_t^{(d)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{(m)} \\ \varepsilon_t^{(w)} \\ \varepsilon_t^{(d)} \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

Em que a equação de transição é dada por:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t^{(m)} \\ f_t^{(w)} \\ f_t^{(d)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Xi_t^{(m)} & 0 & 0 \\ 0 & \Xi_t^{(w)} & 0 \\ 0 & 0 & A \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{(m)} \\ f_{t-1}^{(w)} \\ f_{t-1}^{(d)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ u_t^d \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

Em que C_m , C_w e C_d são os *loading* mensais, semanais e diários, respectivamente; $f_t^{(m)}$, $f_t^{(w)}$ e $f_t^{(d)}$ são os fatores mensais, semanais e diários. $\Xi_t^{(m)}$ é um coeficiente que assume valor zero no dia seguinte de cada divulgação de indicador mensal e um caso contrário, $\Xi_t^{(w)}$ é um coeficiente que assume valor zero no dia seguinte de cada divulgação de indicador semanal e um caso contrário e A é uma matriz de coeficientes autoregressivos para os fatores diários (assumimos que os fatores diários $f_t^{(d)}$ são caracterizados por um processo VAR(1) dinâmico).

Suponha que os indicadores mensais (como o IPCA) podem ser vistos diariamente. Se calculássemos a variação diária no dia t do indicador mensal, teríamos $\hat{y}_t^{(m)} = [Y_t^{(m)} - Y_{t-1}^{(m)}] * 100$. Assim, a variação mensal poderia ser derivada a partir das variação diárias do primeiro dia após a divulgação do indicador até a data da próxima divulgação. Ou seja:

$$\begin{aligned} y_t^{(m)} &= \sum_{i=t-k_m+1}^t \hat{y}_i^{(m)} = [Y_t^{(m)} - Y_{t-1}^{(m)} + Y_{t-1}^{(m)} - Y_{t-2}^{(m)} + \dots \\ &\quad \dots + Y_{t-k_m+1}^{(m)} - Y_{t-k_m}^{(m)}] * 100 = [Y_t^{(m)} - Y_{t-k_m}^{(m)}] * 100 \end{aligned}$$

Embora não estejam disponíveis as variações diárias dos indicadores mensais, como o IPCA, existem indicadores diários que possuem elevada correlação com o IPCA de onde podemos extrair fatores comuns de frequência diária, $f_t^{(d)}$. Podemos então reescrever a variável mensal $y_t^{(m)}$ como:

$$y_t^{(m)} = \sum_{i=t-k_m+1}^t \hat{y}_i^{(m)} = C_m \sum_{i=t-k_m+1}^t f_i^{(d)} = C_m f_t^{(m)}$$

Para agregar os fatores diários, podemos definir $f_t^{(m)}$ como

$$f_t^{(m)} = \Xi_t^{(m)} f_{t-1}^{(m)} + f_t^{(d)} \quad (3.6)$$

Em que $\Xi_t^{(m)}$ é um coeficiente igual a zero no dia subsequente à divulgação do indicador mensal e 1 nos demais dias. Por definição, no primeiro dia após divulgação do indicador mensal, o coeficiente $\Xi_{t-k_m}^{(m)} = 0$, temos então pela equação acima que $f_{t-k_m+1}^{(m)} = f_{t-k_m+1}^{(d)}$. No segundo dia após divulgação, temos $\Xi_{t-k_m+2}^{(m)} = 1$ e assim, $f_{t-k_m+2}^{(m)} = \Xi_{t-k_m+2}^{(m)} f_{t-k_m+1}^{(m)} + f_{t-k_m+2}^{(d)} = f_{t-k_m+1}^{(m)} + f_{t-k_m+2}^{(d)}$. Ao interagimos essa soma para os demais dias do mês entre duas divulgações do indicador mensal, teremos no dia da divulgação do mês corrente (t) $f_t^{(m)} = \Xi_t^{(m)} f_{t-1}^{(m)} + f_t^{(d)} = \sum_{i=t-k_m+1}^t f_i^{(d)}$. Temos o raciocínio análogo para as séries semanais.

O problema do nowcast

Embora o objetivo neste trabalho seja o uso dessa metodologia para projetar a inflação um passo a frente, o arcabouço de Modugno(2013) permite atualizar as estimações ao longo do mês, conforme a divulgação dos indicadores, estimando assim um *nowcast* do IPCA. Embora a divulgação oficial do IPCA ocorra somente uma vez ao mês ² é possível estimá-lo utilizando informações de alta-frequência - a medida em que estas se tornam disponíveis. Com o passar dos dias, o conjunto de informação relevante para o *nowcast* muda e, conseqüentemente, o *nowcast* também.

Seja Ω_{v-1} e Ω_v dois conjuntos informacionais consecutivos. Uma vez que as variáveis com que trabalhamos não sofrem revisão, teremos sempre $\Omega_{v-1} \subset \Omega_v$, ou seja, o conjunto informacional está se expandindo ao longo do tempo. Podemos definir I_v como a nova informação entre Ω_{v-1} e Ω_v . Suponha, por exemplo, que a diferença entre Ω_{v-1} e Ω_v seja a divulgação do Índice de Preços ao Consumidor Semanal, o IPC-S, para o período t_i . Assim, a nova informação é a diferença entre a expectativa para o IPC-S a partir do conjunto informacional disponível até então, e o dado efetivamente divulgado: $I_v = y_{t_i}^{IPC-S} - E[y_{t_i}^{IPC-S} | \Omega_{v-1}]$, em que $y_{t_i}^{IPC-S}$ é um vetor contendo os últimos dados divulgados.

Com a divulgação de uma nova informação, é possível atualizar o *nowcast*. Essa atualização pode ser decomposta entre a antiga projeção e a contribuição da nova informação. Assim, podemos avaliar como as novas informações afetam o *nowcast* da forma descrita a seguir. Como $I_v \perp \Omega_{v-1}$, temos:

$$\mathbb{E}(\cdot | \Omega_v) = \mathbb{E}(\cdot | \Omega_{v-1}) + \mathbb{E}(\cdot | I_v)$$

ou seja,

$$\mathbb{E}(y_{t_j}^{IPCA} | \Omega_v) = \mathbb{E}(y_{t_j}^{IPCA} | \Omega_{v-1}) + \mathbb{E}(y_{t_j}^{IPCA} | I_v)$$

Para computar o último termo, podemos usar o fato de:

$$\mathbb{E}(y_{t_j}^{IPCA} | I_v) = \mathbb{E}(y_{t_j}^{IPCA} I_v') \mathbb{E}(I_v I_v')^{-1} I_v$$

²O IPCA, divulgado por volta do dia 10 do mês subsequente, tem como período de coleta do 1º dia do mês ao dia 30. Enquanto o IPCA-15, divulgado por volta do dia 20, engloba o período do dia 16 do mês anterior ao dia 15 do mês corrente.

Utilizando a equação (1) podemos escrever:

$$y_{t_j}^{IPCA} = C_{IPCA}f_{t_j} + \epsilon_{t_j}^{IPCA}$$

$$I_v = y_{t_i}^{IPC-S} - y_{t_i}^{IPCA}|_{\Omega_{v-1}} = C_{IPC-S}(f_{t_i} - f_{t_i}|_{\Omega_{v-1}}) + \epsilon_{t_i}^{IPC-S}$$

Em que C_{IPCA} e C_{IPC-S} são as colunas de C correspondentes ao IPCA e o IPC-S. Em Barbara e Modugno (2010) pode ser demonstrado que:

$$\mathbb{E}(y_{t_j}^{IPCA}I_v') = C_{IPCA}\mathbb{E}(f_{t_j} - f_{t_j}|_{\Omega_{v-1}})(f_{t_j} - f_{t_j}|_{\Omega_{v-1}})'C_{IPC-S}'$$

e

$$\mathbb{E}(I_vI_v') = C_{IPC-S}\mathbb{E}(f_{t_i} - f_{t_i}|_{\Omega_{v-1}})(f_{t_j} - f_{t_j}|_{\Omega_{v-1}})'C_{IPC-S}' + \Sigma_{IPC-S}$$

Em que Σ_{IPC-S} é a matriz diagonal com os elementos de *Sigma* correspondentes aos dados do IPC-S. Seguindo Modugno (2013), as expectativas $\mathbb{E}(f_{t_j} - f_{t_j}|_{\Omega_{v-1}})(f_{t_j} - f_{t_j}|_{\Omega_{v-1}})'$ e $\mathbb{E}(f_{t_i} - f_{t_i}|_{\Omega_{v-1}})(f_{t_j} - f_{t_j}|_{\Omega_{v-1}})'$ são obtidas via filtro de Kalman.

Por fim, podemos definir um vetor B de tal forma que:

$$y_{t_j| \Omega_v}^{IPCA} = y_{t_j| \Omega_{v-1}}^{IPCA} + B(y_{t_i}^{IPC-S} - y_{t_i| \Omega_{v-1}}^{IPC-S}) \quad (3.7)$$

Esta forma de decomposição da atualização da projeção permite que seja possível rastrear quais informações foram responsáveis pela revisão da projeção, e de que forma elas afetaram o *nowcast*, o que é essencial no dia a dia de um economista que projeta inflação. Dessa forma, é possível fazer análises como "o IPC-S veio abaixo da nossa expectativa e revisamos nossa projeção do IPCA do mês para baixo".

3.3.2 Metodologia *Mixed Data Sampling* - MIDAS

A metodologia utilizada na estimação do MIDAS segue o trabalho de Ghysel et al. (2007). O denominado MIDAS (*Mixed Data Sampling*) consiste em regressões de séries temporais que permitem que a variável dependente e as independentes possuam frequências diferentes. A título de ilustração, considere duas amostras em frequências diferentes: uma mensal (baixa frequência) e outra diária (alta frequência). As variáveis de baixa frequência são indexadas por $t = 1, 2, \dots, T$, enquanto as de alta por m , em que m é o número de dias úteis no mês, fixo em 22.

Estamos interessados em projetar a variável de baixa frequência, o IPCA, a partir de variáveis de alta frequência. Podemos definir o IPCA como y_t^M , em que M refere-se a sua frequência mensal, e $X_{m,t}^D$ o conjunto de variáveis diárias. Uma das formas tradicionais de abordar a diferença entre as frequências nas amostras é a agregação dos dados diários em uma média mensal simples. Assim teríamos que $x_{m,t}^M = \frac{x_{1,t}^D + x_{2,t}^D + \dots + x_{m,t}^D}{m}$. Ou seja, a agregação tradicional utiliza pesos iguais para as informações diárias e, dessa forma, os componentes de alta frequência possuem apenas um único coeficiente.

Uma alternativa à estimação descrita acima é adicionar os componentes individuais de alta frequência nos dados, permitindo assim coeficientes diferentes para cada componente de

alta frequência. Esta abordagem, contudo, adiciona um elevado número de parâmetros na estimação.

As regressões MIDAS consistem em estimações das variáveis de alta frequência utilizando mecanismos de ponderações de forma a reduzir o número de parâmetros a serem estimados obtendo um modelo parcimonioso.

Assim, seguindo o exemplo de duas frequências (uma mensal e outra diária), a previsão do IPCA h meses à frente, a partir de X^D variáveis diárias, pode ser descrita como:

$$y_{t+h}^M = \alpha_h + \beta_h C(L^{1/m}; \theta_h) X_{t,h}^D + \varepsilon_{t,h} \quad (3.8)$$

Em que $C(L^{1/m}; \theta_h)$ representa um mecanismo de ponderação das variáveis de alta frequência. Ghysels et al.(2007) apresenta cinco mecanismos de ponderação das variáveis em alta frequência, ilustrada por $C(L^{1/m}; \theta_h)$:

1. *U-Midas* é uma versão irrestrita do MIDAS polinomial, em que é estimado o coeficiente de cada defasagem de alta frequência. Assim, é utilizado quando m é pequeno, como por exemplo em estimações com frequência trimestra e mensal.
2. *Normalized Beta probability density function*, irrestrita (u) ou restrita (r) with non-zero and zero last lag. A função pode ser descrita das seguintes formas:

$$c_i^{u,nz} = c(i; \theta = [\theta_1, \theta_2, \theta_3]) = \frac{a_i^{\theta_1-1} (1 - a_i^{\theta_2-1})}{\sum_{i=1}^N a_i^{\theta_1-1} (1 - a_i^{\theta_2-1})} + \theta_3$$

$$c_i^{r,nz} = c(i; \theta = [1, \theta_2, \theta_3])$$

$$c_i^{r,nz} = c(i; \theta = [1, \theta_2, \theta_3])$$

$$c_i^{u,z} = c(i; \theta = [\theta_1, \theta_2, 0])$$

$$c_i^{r,z} = c(i; \theta = [1, \theta_2, 0])$$

em que $a_i = \frac{(i-1)}{(m-1)}$, com $i = 1, 2, \dots, m$

3. *Normalized exponencial Almon lag polynomial* consiste em dois parâmetros representados por:

$$c_i^u = c(i; \theta = [\theta_1, \theta_2]) = \frac{\exp(\theta_1 i + \theta_2 i^2)}{\sum_{i=1}^N \exp(\theta_1 i + \theta_2 i^2)}$$

Assim como nos casos anteriores, o segundo parâmetro pode ser restrito a zero.

4. *Almon lag polynomial* de ordem P (PDL weighting) é amplamente utilizado para colocar restrições nos coeficientes defasados em modelos autoregressivos e costuma ser visto como um candidato natural para o mecanismo de ponderação. Vale destacar que o número de coeficientes a serem estimados dependem da ordem do polinômio, e não do número de defasagens das variáveis de alta frequência. Não é normalizado (pesos não somam 1) e não é possível identificar os β s das variáveis de alta frequência. O mecanismo é descrito por:

$$\beta_h c(i; \theta = [\theta_0, \dots, \theta_p]) = \sum_{p=0}^P \theta_p i^p$$

O mecanismo de ponderação também pode ser descrito em forma de matriz, como:

$$\begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ \vdots \\ c_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 2 & 2^2 & \dots & 2^p \\ 1 & 3 & 3^2 & \dots & 3^p \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & N & N^2 & \vdots & N^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_0 \\ \theta_1 \\ \vdots \\ \theta_p \end{bmatrix}$$

Desta forma, com o uso do mecanismo *Almon lags* os pesos podem ser estimadas via Mínimos Quadrados Ordinários, com a transformação apropriada dos regressores em alta frequência na matriz descrita acima.

5. *Polynomial specification with step function* também não é normalizado e não é possível identificar os β s das variáveis em alta frequência. O mecanismo pode ser descrito por:

$$\beta_h c(i; \theta = [\theta_1, \dots, \theta_p]) = \theta_1 I_{i \in [a_0, a_1]} + \sum_{p=2}^P \theta_p I_{i \in [a_{p-1}, a_p]}$$

$$a_0 = 1 < a_1 < \dots < a_P = N$$

$$I_{i \in [a_{p-1}, a_p]} = \begin{cases} 1, & a_{p-1} \leq i \leq a_p \\ 0, & c.c. \end{cases}$$

Em que $a_0 = 1 < a_1 < \dots < a_p = N$.

3.3.3 Metodologia FAVAR

A metodologia utilizada na estimação do *Factor-Augmented Vector Regression* segue a proposta por Bernanke, Boivin e Elias (2005). A ideia por trás do FAVAR é permitir o uso de diversas informações econômicas, que não são totalmente capturadas pelo vetor de variáveis Y_t , mas que são relevantes para modelagem dessas séries, sem que haja perda de graus de liberdade.

A equação de transição (VAR) é dada por:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \nu_t$$

Em que $\Phi(L)$ é um polinômio com defasagens de ordem d , o termo de erro ν_t tem média zero e matriz de covariância Q . Y_t é um vetor de variáveis observáveis da economia (no caso, o IPCA) e F_t um vetor de variáveis não observáveis.

Como F_t é não observável, não podemos estimar a equação acima diretamente. Os fatores são extraídos a partir de um grande conjunto de variáveis que contêm informação sobre os fundamentos da economia e podem ser relevantes para modelar a dinâmica da inflação. O

conjunto X_t possui de dimensão $N \times 1$, no qual o número de variáveis N pode ser maior que T , o número de períodos. Assume-se que o conjunto informacional de séries de tempo X_t é relacionado com fatores não observados F_t e as variáveis observadas Y_t por:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t$$

Em que Λ^f e Λ^y representam as matrizes de *loading* dos fatores e e_t o termo de erros, que possuem média zero e, por hipótese, são fracamente ou não correlacionados.

Utilizamos a estimação em dois passos, em que no primeiro momento, os fatores são estimados via componentes principais, antes da estimação do FAVAR.

3.4 Projetando o IPCA: dados, especificação dos modelos e resultados

3.4.1 Dados

A base de dados é composta por 98 séries macroeconômicas do Brasil no período de janeiro de 2008 a janeiro de 2017. Os modelos de *nowcast* e MIDAS utilizam apenas séries de preços em suas frequências originais, em diferença logarítmica. No modelos *nowcast* testamos também o uso de variáveis financeiras, como câmbio, inflação implícita e preço internacionais de *commodities* em reais. Já no FAVAR, as séries em alta frequência foram mensalizadas: (i) para os índices de preços e coleta de preços, utilizamos a variação logarítmica acumulada no mês, (ii) para as variáveis financeiras, as médias mensais. Adicionalmente, no FAVAR foram utilizados indicadores de atividade como produção industrial, vendas no varejo, sondagens dentre outras.

A escolha das variáveis foi baseada em indicadores que possuem correlação com o IPCA ou que são frequentemente utilizados como inputs nas projeções mensais de inflação. Para o FAVAR, seguimos as séries utilizadas em Bernanke, Boivin e Elias (2005), ajustando para a disponibilidade do caso brasileiro e todas foram estacionalizadas.

No Apêndice podem ser observados a lista das variáveis utilizadas em cada modelo, bem como as fontes, a periodicidade original e as transformações realizadas no caso do FAVAR.

3.4.2 Especificação dos modelos

Nesta seção apresentamos os resultados das estimações. Avaliamos a projeção da variação mensal do IPCA feitas fora da amostra. Estimamos os modelos descritos abaixo em janelas de quatro anos, com a previsão fora da amostra para o ano seguinte, para os meses de janeiro de 2012 a janeiro de 2017. O horizonte de previsão é $t+1$ ou seja, projetamos o IPCA do mês seguinte (um passo à frente). A comparação entre os modelos é feita considerando a raiz quadrada da média dos erros quadrados de previsão (RMSFEs).

Estimamos os seguintes modelos de previsão:

- *Nowcast*: modelo com frequência mista e fatores dinâmicos com variáveis financeiras ou com coletas de preços agrícolas (Ceagesp, e preço do Boi Gordo no Cepea e na BMF)

- MIDAS com diferentes combinações de variáveis
- FAVAR com diferentes fatores e defasagens
- Modelo *naive* AR(1)

Nos modelos *Nowcast* e FAVAR, o critério para a escolha do número de fatores e defasagens seguiu o utilizado em Modugno (2013): menor RMFEs. Neste sentido, os resultados apresentados do *nowcast* são dos modelos com um fator e cinco defasagens na equação de transição³. Enquanto para o FAVAR apresentamos os modelos com seis defasagens, e diferentes fatores. Para a seleção dos modelos MIDAS, utilizamos o método de ponderação PDL *weighting* com ordem o polinômio igual a três (o método 4 descrito na seção Metodologia). Dos cinco métodos de ponderação estimados, o PDL *weighting* apresentou o menor critério de informação. A partir de uma ampla gama de modelos estimados, pré-selecionamos sete com os menores critério de informação de Schwarz e apresentamos aqui os quatro com as maiores acurácias de previsão (menor RMFEs).

3.4.3 Resultados

A figura 3.2 compara os modelos a partir da raiz quadrada dos erros quadráticos médios de previsão (RMSFEs). A surpresa positiva veio da boa performance dos modelos MIDAS. Apesar do reduzido número de variáveis (ou talvez, por conta desse reduzido número), os modelos MIDAS possuem erros de previsão muito próximo daquele observado pelo Focus no período analisado. Por outro lado, ambos os modelos de fatores, o FAVAR e o *nowcast*, possuem erros de previsão muito mais elevados do que os modelos MIDAS. Embora o erro do FAVAR seja marginalmente inferior do modelo de *nowcast*. Diferente do *nowcast*, o FAVAR incorpora o IPCA de forma defasada, o que contribuiu positivamente para maior acurácia nas projeções.

Figura 3.2: Avaliação das previsões no período entre janeiro de 2012 e janeiro de 2017

| | | | | | |
|-------------|-------|--------------|--------------|-----------|-------|
| MIDAS 1 | 0.120 | FAVAR 1 | 0.234 | Nowcast 1 | 0.360 |
| MIDAS 2 | 0.115 | FAVAR 2 | 0.241 | Nowcast 2 | 0.301 |
| MIDAS 3 | 0.106 | FAVAR 3 | 0.237 | Nowcast 3 | 0.268 |
| MIDAS 4 | 0.124 | FAVAR 4 | 0.225 | Nowcast 4 | 0.271 |
| Naive AR(1) | 0.307 | Focus | 0.085 | | |

Essa figura mostra a RMSFE (raiz quadrada da média dos erros quadrados de previsão) das projeções feitas fora da amostra, um passo a frente. A descrição detalhada de cada modelo pode ser observada na fig. 3.1

Na figura 3.3 estão ilustradas as projeções da variação mensal do IPCA dos melhores modelos de cada grupo. Podemos observar o modelo de *nowcast* e, em menor medida o FAVAR, parece não conseguir capturar toda a volatilidade do IPCA mensal (o FAVAR captura

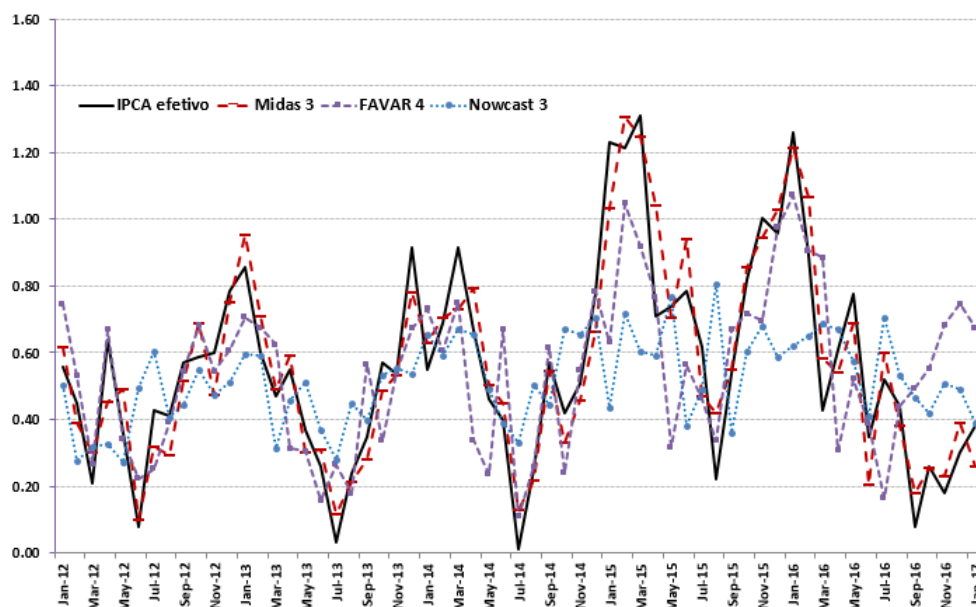
³Foram estimados modelos com um ou dois fatores, utilizando defasagens de 1 a 12. A parametrização utilizada é similar àquela utilizada no modelo original de Modugno (2013), no qual a melhor parametrização ocorre com um fator e seis defasagens na equação de transição, embora o autor destaque que a parametrização não afeta a robustez dos resultados.

Figura 3.1: Lista das variáveis utilizadas em cada modelo

| | Variáveis Mensais | Variáveis semanais | Variáveis diárias |
|------------------|--|---|---|
| Nowcast 1 | -IPCA-15 (livres e administrados) -IC-BR -Salário Admitidos Caged -IPA-Agro | -IPC-S (aberturas: alimentação, habitação, vestuário, saúde, educação, transporte, despesas diversas, comunicação), - ANP gasolina, ANP diesel, ANP álcool, ANP GLP | Variáveis Financeiras |
| Nowcast 2 | -IPCA-15 (livres e administrados) -IC-BR -Salário Admitidos Caged -IPA-Agro | - IPC-S (aberturas: alimentação, habitação, vestuário, saúde, educação, transporte, despesas diversas, comunicação), - IPC- FIPE (mesmas aberturas do IPC-S) - ANP gasolina, ANP diesel, ANP álcool, ANP GLP | Variáveis Financeiras |
| Nowcast 3 | -IPCA-15 (livres e administrados) -IC-BR -Salário Admitidos Caged -IPA-Agro | - IPC-S (aberturas: alimentação, habitação, vestuário, saúde, educação, transporte, despesas diversas, comunicação), - IPC- FIPE (mesmas aberturas do IPC-S) - ANP gasolina, ANP diesel, ANP álcool, ANP GLP | - Ceagesp (tubérculos, frutas, horta, ovos, alho) - Boi Gordo (BM&F e CEPEA) |
| Nowcast 4 | -IPCA-15 (livres e administrados) -IC-BR | - IPC-S (aberturas: alimentação, habitação, vestuário, saúde, educação, transporte, despesas diversas, comunicação), - IPC- FIPE (mesmas aberturas do IPC-S) - ANP gasolina, ANP diesel, ANP álcool, ANP GLP | - Ceagesp (tubérculos, frutas, horta, ovos, alho) - Boi Gordo (BM&F e CEPEA) |
| MIDAS 1 | IPCA-15 total | - IPC-S total - ANP gasolina | - Ceagesp: horta - Ceagesp: ovos |
| MIDAS 2 | - IPCA-15 total - <i>Dummies</i> sazonais para os meses: fevereiro, abril, setembro e outubro | - IPC-S total - IPC-Fipe total - ANP gasolina | - Ceagesp: horta - Ceagesp: frutas - Ceagesp: tubérculos |
| MIDAS 3 | -IPCA- 15 livres -IPCA-15 administrados - <i>Dummies</i> sazonais para os meses: abril, setembro e outubro | - IPC-S total - IPC-Fipe total - ANP gasolina | - Ceagesp: horta - Ceagesp: frutas - Ceagesp: tubérculos |
| MIDAS 4 | -IPCA- 15 livres -IPCA-15 administrados | - IPC-S total - IPC-Fipe total - ANP gasolina | - Ceagesp: horta - Ceagesp: frutas - Ceagesp: tubérculos |

os movimentos de forma suave e com defasagem). Na nossa visão, os modelos de fatores suavizam de alguma forma choques em variáveis que são importantes para o resultado do IPCA daquele mês. O MIDAS, por incluir diretamente (e apenas) as variáveis mais relevantes para o IPCA, tende a incorporar estes choques de forma mais eficiente.

Figura 3.3: Variação mensal do IPCA: projetado vs. efetivo (em %)



Evolução das projeções feitas fora da amostra, um passo a frente. A descrição detalhada de cada modelo pode ser observada na fig. 3.1

Quando comparamos os erros nas previsões por ano (figura 3.4), percebemos que há piora significativa nas previsões dos modelos anos de 2015 e 2016. O erro de previsão de alguns modelos praticamente dobra em relação ao observado nos anos anteriores, enquanto o erro (RMSFE) do Focus subiu apenas 3%. Os últimos dois anos da amostra foram marcados por muita volatilidade política e econômica; com diversos choques de oferta (reajuste de energia), de demanda (reflexo da grave recessão no período), choques cambiais e mudança de regime. A incorporação desses choques na projeção do IPCA de curto prazo foi melhor feita pelos analistas, cujo erro de previsão não piorou muito no período. Dentre os modelos reportados, os modelos MIDAS apresentaram a menor deterioração nas projeções em comparação com o FAVAR e o *nowcast*.

Dentre os modelos MIDAS reportados, o destaque positivo coube ao MIDAS 3, que considera as informações do IPCA-15 abertas entre livres e administrados e *dummies* sazonais nas variáveis mensais. Na comparação entre os modelos, podemos perceber que há ganho de acurácia ao utilizarmos os dados do IPCA-15 abertos entre preços administrados e livres, ante o uso do IPCA-15 total. Este ganho pode ser observado na comparação entre os modelos MIDAS 1 e MIDAS 2 (que também inclui informações do IPC-Fipe). Os modelos MIDAS 3 e MIDAS 4 têm especificação muito parecida: diferem apenas no uso de *dummies* sazonais. A inclusão das *dummies* no modelo MIDAS 3 promoveu ganho de acurácia e reduziu a raiz

quadrada dos erros quadráticos médios em 6% no período analisado.

Nos modelos FAVAR é possível notar pouca melhora na capacidade preditiva se alteramos o número de fatores. O modelo que apresentou maior acurácia foi o com quatro fatores. Nos modelos de *nowcast* reportados percebemos que os que utilizam coleta de preços agrícolas como variáveis de alta frequência possuem desempenho relativamente melhor do que aqueles que utilizam informações do mercado financeiro. Esse resultado se aproxima de Modugno (2013), que aponta que a inclusão de variáveis financeiras não melhora a acurácia dos modelos. O que poderia ser explicado pelo fato que variáveis financeira são muito voláteis e levam a revisões em diferentes direções. Adicionalmente, percebemos ganhos na inclusão do IPC-Fipe (comparação entre modelos *nowcast* 1 e 2) e do IPA- Agro (comparação modelos *nowcast* 3 e 4).

Figura 3.4: Avaliação das previsões por ano

| | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | Média 2012- 2014 | Média jan/15- jan/17 | Amostra completa |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|---------------------|-------------------------|---------------------|
| Focus | 0.091 | 0.072 | 0.089 | 0.078 | 0.094 | 0.084 | 0.086 | 0.085 |
| MIDAS 1 | 0.140 | 0.084 | 0.081 | 0.171 | 0.070 | 0.105 | 0.128 | 0.115 |
| MIDAS 2 | 0.109 | 0.084 | 0.111 | 0.153 | 0.129 | 0.102 | 0.141 | 0.120 |
| MIDAS 3 | 0.102 | 0.076 | 0.091 | 0.148 | 0.099 | 0.090 | 0.126 | 0.106 |
| MIDAS 4 | 0.130 | 0.101 | 0.083 | 0.175 | 0.111 | 0.106 | 0.146 | 0.124 |
| FAVAR 1 | 0.147 | 0.183 | 0.185 | 0.300 | 0.302 | 0.172 | 0.301 | 0.234 |
| FAVAR 2 | 0.163 | 0.192 | 0.160 | 0.269 | 0.341 | 0.172 | 0.314 | 0.241 |
| FAVAR 3 | 0.130 | 0.174 | 0.148 | 0.296 | 0.349 | 0.152 | 0.323 | 0.237 |
| FAVAR 4 | 0.109 | 0.169 | 0.169 | 0.279 | 0.321 | 0.152 | 0.301 | 0.225 |
| Nowcast 1 | 0.188 | 0.221 | 0.235 | 0.591 | 0.406 | 0.216 | 0.500 | 0.360 |
| Nowcast 2 | 0.188 | 0.221 | 0.315 | 0.297 | 0.406 | 0.247 | 0.364 | 0.301 |
| Nowcast 3 | 0.196 | 0.180 | 0.172 | 0.432 | 0.281 | 0.183 | 0.357 | 0.268 |
| Nowcast 4 | 0.195 | 0.188 | 0.176 | 0.435 | 0.283 | 0.186 | 0.360 | 0.271 |
| Naive AR(1) | 0.305 | 0.209 | 0.327 | 0.321 | 0.363 | 0.285 | 0.336 | 0.307 |

Essa figura mostra a RMSFE (raiz quadrada da média dos erros quadrados de previsão) das projeções feitas fora da amostra, um passo a frente. A descrição detalhada de cada modelo pode ser observada na fig. 3.1

Por que os modelos de de inflação estimados perdem dos analistas?

Em nossa visão, são diversos os fatores que levam os analistas a terem melhores projeções. Um deles é uso de diversos dos melhores modelos vigentes e a combinação entre eles. A combinação de diversos modelos de forma eficiente pode gerar previsões mais acuradas do que o uso de apenas um. A título de ilustração, na figura 3.5 são reportados os erros de previsão (RMSFE) da média simples das projeções de cada um dos tipos de modelos. Podemos notar que a média aritmética dos modelos MIDAS possui maior acurácia a partir de 2013 do que o melhor modelos MIDAS estimado - o MIDAS 3. O mesmo pode ser observado nos modelos FAVAR e *nowcast*, o que reforça a visão de que há ganhos na combinação de projeções.

Adicionalmente, as projeções dos analistas são capazes de incorporar mais facilmente as notícias de reajustes de preços ou qualquer informação pontual do que os modelos aqui

estimados. Frente à divulgação de uma informação não esperada, o analista incorpora em suas planilhas o reajuste, considerando o peso daquele item, e rapidamente é capaz de revisar sua projeção de IPCA para o mês. Por outro lado, os modelos só irão incorporar essa informação quando e se esses reajustes estiverem presentes nas variáveis utilizadas como *inputs*. Por fim, mas não menos importante, vale destacar o papel do fator subjetivo. A experiência com projeções e familiaridade com as idiosincrasias das inflação brasileira pode fazer com que fatores subjetivos influenciem de forma positiva as estimações dos analistas, tornando-as mais acuradas do que as dos modelos analisados neste trabalho.

Figura 3.5: Combinação de projeções: média simples de cada tipo de modelo

| | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | Média 2012-2014 | Média jan/15-jan/17 | Amostra completa |
|------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-----------------|---------------------|------------------|
| Focus | 0.091 | 0.072 | 0.089 | 0.078 | 0.094 | 0.084 | 0.086 | 0.085 |
| Média MIDAS | 0.117 | 0.074 | 0.083 | 0.153 | 0.085 | 0.093 | 0.123 | 0.106 |
| Média FAVAR | 0.126 | 0.163 | 0.146 | 0.281 | 0.322 | 0.146 | 0.304 | 0.225 |
| Média Nowcast | 0.178 | 0.196 | 0.199 | 0.315 | 0.326 | 0.191 | 0.317 | 0.251 |
| Média proj. MIDAS, FAVAR e Nowcast | 0.114 | 0.120 | 0.115 | 0.212 | 0.213 | 0.117 | 0.210 | 0.162 |
| Naive AR(1) | 0.305 | 0.209 | 0.327 | 0.321 | 0.363 | 0.285 | 0.336 | 0.307 |

Essa figura mostra a RMSFE (raiz quadrada da média dos erros quadrados de previsão) das projeções feitas fora da amostra, um passo a frente. A descrição detalhada de cada modelo pode ser observada na fig. 3.1

3.5 Conclusão

O presente trabalho analisou o desempenho de três modelos para a previsão mensal do IPCA fora da amostra no curto prazo: (i) o modelo MIDAS (*mixed data sampling*), que permite a utilização de diferentes frequências de forma parcimoniosa; (ii) FAVAR (*factor augmented vector regression*), que combina modelos de fatores dinâmicos com a metodologia VAR em dados mensais e (iii) um nowcast proposto por Modugno (2013) que une o modelo de fatores dinâmicos com frequência mista, em que a estimação é feita na frequência diária com observações faltantes com padrão representadas em um modelo de espaço de estado.

O desempenho das projeções realizadas pelos modelos MIDAS foi superior a dos demais modelos estimados. Apesar do reduzido número de variáveis (ou talvez por conta desse reduzido número), os modelos MIDAS possuem erros de previsão muito próximos daqueles registrados pelas projeções dos analistas (medidas pelo Focus). Por outro lado, ambos os modelos de fatores, o FAVAR e o *nowcast*, possuem erros de previsão muito mais elevados do que os modelos MIDAS, embora menores do que os modelos *naive* AR(1). O desempenho das projeções do modelo FAVAR foi ligeiramente superior a do modelo *nowcast*. Diferente do *nowcast*, o FAVAR incorpora o IPCA de forma defasada, o que contribuiu positivamente para maior acurácia nas projeções.

Quando comparamos os erros nas previsões por ano, percebemos que há piora significativa na capacidade preditiva dos modelos anos de 2015 e 2016, o que não ocorre com o Focus. Os últimos dois anos da amostra foram marcados por muita volatilidade política e econômica, e

a incorporação desses choques nas previsões de curto prazo foi melhor feita pelos analistas, do que pelos modelos. Por fim, vale destacar ainda que observamos ganhos de acurácia na combinação de projeções: a média simples das projeções possui menor erro do que as projeções individuais realizadas em cada estimação, o que reforça resultados já encontrados na literatura favoráveis à combinação de projeções.

A necessidade de termos previsões de inflação cada vez mais acuradas e os incentivos criados pelo ranking Top 5 do banco central para que estas previsões fossem divulgadas, fez que com que os analistas se especializassem cada vez mais nas previsões de curto prazo. A rápida incorporação de notícias e variáveis políticas, aliada à combinação de modelos de previsão e, principalmente, do fator subjetivo do analista tornou árdua a tarefa de um modelo individual superar as estimações do mercado. Talvez as previsões apresentadas neste trabalho possam ser otimizadas se utilizadas em conjunto com outras e os modelos enriquecidos de forma a capturar melhor as questões discutidas acima. Adicionalmente, futuras análises podem comparar o desempenho de diversos modelos e dos analistas em horizontes mais longos de previsão.

Bibliografia

- [1] Angelini, E., Banbura, M., & Rünstler, G. (2010). Estimating and forecasting the euro area monthly national accounts from a dynamic factor model. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 1-22.
- [2] Banbura, M., & Modugno, M. (2010). Maximum likelihood estimation of factor models on data sets with arbitrary pattern of missing data. *European Central Bank*, N°. 1189.
- [3] Banbura, M., & Modugno, M. (2014). Maximum likelihood estimation of factor models on datasets with arbitrary pattern of missing data. *Journal of Applied Econometrics*, 29(1), 133-160.
- [4] Barnett, A., Mumtaz, H., & Theodoridis, K. (2014). Forecasting UK GDP growth and inflation under structural change. A comparison of models with time-varying parameters. *International Journal of Forecasting*, 30(1), 129-143.
- [5] Bernanke, B. S., Boivin, J., & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly journal of economics*, 120(1), 387-422.
- [6] Bragoli, D., Metelli, L., & Modugno, M. (2014). The Importance of Updating: Evidence from a Brazilian Nowcasting Model. *Board of Governors of the Federal Reserve System (US)*, 2014-94.
- [7] Caldeira, J. F., Moura, G. V., & Santos, A. A. (2015). Previsões macroeconômicas baseadas em modelos TVP-VAR: evidências para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 69(4), 407-428.
- [8] Chan, M. (2009). Modelos de previsão de inflação e estudo da dinâmica inflacionária brasileira. *Dissertação mestrado Fundação Getulio Vargas - RJ*
- [9] Clements, M. P., & Galvão, A. B. (2009). Forecasting US output growth using leading indicators: An appraisal using MIDAS models. *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1187-1206.
- [10] Faust, J., & Wright, J. H. (2009). Comparing Greenbook and reduced form forecasts using a large realtime dataset. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(4), 468-479.

- [11] Funke, M., Mehrotra, A., & Yu, H. (2015). Tracking Chinese CPI inflation in real time. *Empirical Economics*, 48(4), 1619-1641.
- [12] Garcia, M. G., Medeiros, M. C., & Vasconcelos, G. F. (2017). Real-time inflation forecasting with high-dimensional models: The case of Brazil. *International Journal of Forecasting*, 33(3), 679-693.
- [13] Giannone, D., Reichlin, L., & Small, D. (2008). Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data. *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 665-676.
- [14] Ghysels, E., Santa-Clara, P. and Valkanov, R. (2004). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. Working Paper.
- [15] Ghysels, E., Sinko, A., and Valkanov, R.. (2007). MIDAS Regressions: Further Results and New Directions. *Econometric Reviews*, 26(1), 53-90.
- [16] Gomez-Zamudio, L. M. & Ibarra, R. (2017). Are Daily Financial Data Useful for Forecasting GDP? Evidence from Mexico. *Economia Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 17(Spring 2017), 173-203.
- [17] Lenza, M., & Warmedinger, T. (2011). A Factor Model for Euro-area Short-term Inflation Analysis. *Journal of Economics and Statistics*, 50-62.
- [18] Li, X., Shang, W., Wang, S., & Ma, J. (2015). A MIDAS modelling framework for Chinese inflation index forecast incorporating Google search data. *Electronic Commerce Research and Applications*, 14(2), 112-125.
- [19] Maji, B., & Das, A. (2016). Forecasting Inflation with Mixed Frequency Data in India. *Calcutta Statistical Association Bulletin*, 68(1-2), 92-110.
- [20] Modugno, M. (2013). Now-casting inflation using high frequency data. *International Journal of Forecasting*, 29(4), 664-675.
- [21] Monteforte, L., & Moretti, G. (2013). Real Time Forecasts of Inflation: The Role of Financial Variables. *Journal of Forecasting*, 32(1), 51-61.

3.A Apêndice de dados

Nesta seção são apresentadas as variáveis utilizadas nas estimações, bem como sua fonte e periodicidade.

Lista de variáveis - mensais e semanais

| Nome | Fonte | Uso nos modelos | |
|--|-------|-----------------|---------|
| Variáveis mensais | | MIDAS | Nowcast |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - Geral | IBGE | X | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - Preços Livres | IBGE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - Preços Administrados | IBGE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - 15 - Geral | IBGE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo- 15 - Preços Livres | IBGE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - 15 - Preços Administrados | IBGE | | X |
| Índice de Commodities | BCB | | X |
| Variáveis semanais | | MIDAS | Nowcast |
| Preços de combustível ao consumidor - gasolina | ANP | X | X |
| Preços de combustível ao consumidor - diesel | ANP | X | X |
| Preços de combustível ao consumidor - álcool | ANP | X | X |
| Preços de combustível ao consumidor - glp | ANP | X | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Geral | FGV | X | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Alimentação | FGV | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Habitação | FGV | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Vestuário | FGV | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Saúde | FGV | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Educação | FGV | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Transporte | FGV | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Despesas diversas | FGV | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Geral | FIPE | X | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Alimentação | FIPE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Habitação | FIPE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Vestuário | FIPE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Saúde | FIPE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Educação | FIPE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Transporte | FIPE | | X |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Despesas diversas | FIPE | | X |

Siglas: IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; BCB - Banco Central do Brasil; ANP - Associação Nacional do Petróleo; FGV - Fundação Getulio Vargas; FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas

Lista de variáveis diárias

| Nome | Fonte | Nome | Fonte |
|--|--------------|------------------------------------|--------------|
| Variáveis diárias - financeiras | | Uso modelos nowcast | |
| Gasolina | Bloomberg | Níquel | Bloomberg |
| Ouro | Bloomberg | Alumínio | Bloomberg |
| Gás Natural | Bloomberg | Cobre | Bloomberg |
| Dry Baltic | Bloomberg | Platina | Bloomberg |
| Petróleo tipo Brent | Bloomberg | Chumbo | Bloomberg |
| Petróleo tipo WIT | Bloomberg | Estanho | Bloomberg |
| Algodão | Bloomberg | Zinco | Bloomberg |
| Açúcar | Bloomberg | Minério de Ferro | Bloomberg |
| Boi gordo | Bloomberg | Carvão | Bloomberg |
| Porco magro | Bloomberg | Ibovespa | Bloomberg |
| Suco de laranja | Bloomberg | Embi | Bloomberg |
| Soja | Bloomberg | Implícita 125 dias | Bloomberg |
| Milho | Bloomberg | Dólar | Bloomberg |
| Café | Bloomberg | VIX | Bloomberg |
| Cacau | Bloomberg | DXY | Bloomberg |
| Trigo | Bloomberg | | |
| Variáveis diárias - coletas de preços | | Uso modelos MIDAS e Nowcast | |
| Hortaliças | Ceagesp | Alho | Ceagesp |
| Frutas | Ceagesp | Ovos | Ceagesp |
| Tubérculos | Ceagesp | | |

Sigla Ceagesp - Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo

Lista de variáveis utilizada no FAVAR

| Nome | Fonte | Transformação | Ajuste sazonais (x) |
|---|---------------|---------------|---------------------|
| Selic | BCB | 1 | |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - 15 - Total | IBGE | 2 | |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo- 15 - Preços Livres | IBGE | 2 | |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - 15 - Preços Administrados | IBGE | 2 | |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - Preços Livres | IBGE | 2 | |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - Preços Administrados | IBGE | 2 | |
| Índice de Preços ao Consumidor Amplo - Total | IBGE | 2 | |
| Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) | FGV | 2 | |
| Índice de Preços ao Produtor Amplo - Produtos Agrícolas (DI) | FGV | 2 | |
| Índice de Preços ao Produtor Amplo - Produtos Industriais (DI) | FGV | 2 | |
| Índice Nacional do Custo da Construção (DI) | FGV | 2 | |
| Índice de Preços ao Consumidor - FIPE - Total | FIPE | 2 | |
| Índice de Preços ao Consumidor Semanal - Total | FGV | 2 | |
| Índice de Confiança do Consumidor - situação presente | FGV | 1 | x |
| Índice de Confiança do Consumidor - expectativas | FGV | 1 | x |
| Índice de Confiança da Indústria de transformação - situação atual | FGV | 1 | x |
| Índice de Confiança da Indústria de transformação - expectativas | FGV | 1 | x |
| Nível de utilização da capacidade instalada - indústria de transformação | FGV | 1 | x |
| Índice de Confiança Serviços - situação atual | FGV | 1 | x |
| Índice de Confiança Serviços - expectativas | FGV | 1 | x |
| Salários admitidos - Caged | Min. Trabalho | 2 | |
| Salários desligados - Caged | Min. Trabalho | 2 | |
| Número de admitidos - total - Caged | Min. Trabalho | 2 | x |
| Número de desligados - total - Caged | Min. Trabalho | 2 | x |
| Produção Industrial - Geral | IBGE | 2 | x |
| Produção Industrial - extrativa | IBGE | 2 | x |
| Produção Industrial - transformação | IBGE | 2 | x |
| Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) | BCB | 2 | x |
| Massa de salários ampliada | BCB | 2 | x |
| PNAD - População Ocupada | IBGE | 2 | x |
| PNAD - População Economicamente ativa | IBGE | 2 | x |
| PNAD - Taxa de desemprego | IBGE | 1 | x |
| PNAD - População em Idade ativa | IBGE | 2 | x |
| Pesquisa Mensal do Comércio - Vendas no varejo - restrita total | IBGE | 2 | x |
| PMC- Vendas no varejo - combustíveis e lubrificantes | IBGE | 2 | x |
| PMC - Vendas no varejo - hipermercados, supermercados, prod. Alimentícios, bebidas e fumo | IBGE | 2 | x |
| PMC- Vendas no varejo ampliada | BCB | 2 | x |
| Saldo total de crédito à Pessoa Jurídica | BCB | 2 | |
| Saldo total de crédito à Pessoa Física | BCB | 2 | |
| Saldo total de crédito | BCB | 2 | |
| M1 | BCB | 2 | |
| M2 | BCB | 2 | |
| Índice de Commodities | BCB | 2 | |
| Preços de combustível ao consumidor - gasolina | ANP | 2 | |
| Preços de combustível ao consumidor - alcool | ANP | 2 | |
| Preços de combustível ao consumidor - glp | ANP | 2 | |
| Preço Boi Gordo | BMF | 2 | |
| Ceagesp - tubérculos | Ceagesp | 2 | |
| Ceagesp - frutas | Ceagesp | 2 | |
| Ceagesp - hortaliças | Ceagesp | 2 | |
| Ceagesp - ovos | Ceagesp | 2 | |
| Ceagesp - alho | Ceagesp | 2 | |
| Ibovespa | Bloomberg | 2 | |
| Embi | Bloomberg | 1 | |
| Taxa de câmbio (BRL/dólar) | Bloomberg | 2 | |
| VIX | Bloomberg | 1 | |
| DXY | Bloomberg | 2 | |

Siglas: IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; BCB - Banco Central do Brasil; ANP - Associação Nacional do Petróleo; FGV - Fundação Getulio Vargas; FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas; Min.Trabalho - Ministério do Trabalho; BMF - Bolsa de Mercadorias e Futuros.

Transformações: 1 - sem transformação